

## Évaluation de l'Impact du Dispositif Scellier sur les Prix Fonciers

Pierre-Henri Bono  
Alain Trannoy

WP 2013 - Nr 04

# Évaluation de l'impact du dispositif Scellier sur les prix fonciers\*

Pierre-Henri Bono <sup>†</sup>      Alain Trannoy <sup>‡</sup>

Novembre 2012

## Résumé

Cette étude s'intéresse à l'effet du dispositif dit "Scellier" d'aide à l'investissement locatif privé sur le prix des terrains à bâtir. Notre méthode d'évaluation se situe dans le cadre de l'évaluation contrefactuelle d'une politique publique développée par Rubin. Nous mettons en œuvre une estimation par la méthode de la double différence en mobilisant des données extraites de la base BNDP entre 2004 et 2010. Nous développons deux stratégies pour les groupes de contrôle et de traitement. La première utilise les données de part et d'autre de la frontière entre les zones soumises et non soumises au dispositif. La seconde repose sur la décomposition du groupe de contrôle en quantiles dont l'évolution temporelle avant la mise en place du dispositif est la plus similaire aux quartiles du groupe de traitement. Nous montrons que le dispositif impacte bien le prix des terrains à bâtir. Cet impact pouvant varier de 5 euros à 30 euros au mètre carré. Cependant nous montrons que cet impact est hétérogène à la fois structurellement et localement.

**Mots clés :** prix foncier, investissement locatif privé, dispositif Scellier, évaluation politique publique.

**Classification JEL :** R28, R32, H31.

## Abstract

This study examines the effect of the device that allows so-called "Scellier" tax benefits when buying housing for rent. We use counterfactual analysis and the fact that the provision applies only in certain areas to assess the impact of the scheme on land prices. Our estimation method uses difference in difference mobilizing data from the database BNDP between 2004 and 2010. We develop two strategies for the control and treatment groups. The first uses data on both sides of the boundary between affected and unaffected area to the device. The second is based on the decomposition of the control group in percentile in which the temporal evolution before the implementation of the device is most similar to quartiles of treatment. Results show that the device impact the price of building land. This impact may vary from 5 euros to 30 euros per square meter. However, we show that this impact is heterogeneous both structurally and locally.

**Keywords :** Land Price, Private Rental Investment, Scellier Device, Public Policy Evaluation.

**JEL Classification :** R28, R32, H31.

---

\*Les auteurs remercient chaleureusement Monsieur Pierre Gaudin et les services de l'Inspection Générale des Finances pour leur concours à la réalisation de cette étude. Nous remercions aussi Russell Davidson pour ses commentaires et suggestions.

<sup>†</sup>Aix-Marseille University (Aix-Marseille School of Economics), CNRS & EHESS. contact : GREQAM 2 Rue de la Charité. 13002 Marseille, FRANCE. Courriel : pierre-henri.bono@univ-amu.fr

<sup>‡</sup>Aix-Marseille University (Aix-Marseille School of Economics), CNRS & EHESS. courriel : alain.trannoy@univ-amu.fr

# 1 Introduction

LE but de cette étude est d'évaluer l'impact que peuvent avoir les dépenses fiscales en faveur de l'investissement locatif sur les prix des terrains à bâtir. Nous nous intéressons plus particulièrement au dispositif dit *Scellier* créé par l'*article 31 de la loi de finance rectificative pour 2008 du 30 décembre 2008*. En effet, contrairement aux dispositifs précédents (Robien, Borloo, etc.), le dispositif Scellier prévoit un zonage qui exclut de son application une partie du territoire métropolitain. Ce découpage, en zone éligible ou non, s'apparente à une expérience naturelle où seule une partie des ventes de terrains à bâtir est soumise au dispositif. Cette étude s'insère dans le cadre plus général des analyses d'évaluation d'impact d'une politique publique basée sur une estimation utilisant la technique des résultats potentiels.

Le paramètre d'intérêt de cette étude est le prix de vente des terrains à bâtir. En effet, leur valorisation intègre plus rapidement les changements du marché foncier que les ventes de logements neufs. Si l'on exclut les ventes en état futur d'achèvement, pour évaluer l'impact du dispositif Scellier sur le prix d'un logement, il faudrait attendre la fin des programmes et leurs mises en vente. Il y a dans ce temps d'attente la possibilité que d'autres forces économiques impactent le marché du logement et qui masqueraient l'effet du dispositif.

Notre méthodologie d'évaluation repose sur une estimation par double différence où les ventes se trouvant dans une zone éligible au dispositif sont appelées, en suivant la tradition dans cette littérature, les ventes traitées (elles font partie du groupe de traitement) et les ventes se trouvant sur une zone non éligible les ventes non traitées (faisant partie du groupe de contrôle). L'estimation par double différence compare les différences des prix moyens par groupe entre deux périodes, une avant la mise en place du dispositif et l'autre après. La différence de ces deux différences permet d'obtenir l'impact causal du mécanisme que l'on souhaite étudier. L'hypothèse majeure de cette stratégie d'estimation suppose qu'en moyenne, les ventes du groupe de traitement auraient connu la même tendance que les ventes du groupe de contrôle si elles n'avaient pas été soumises au dispositif Scellier (ie. si elles n'avaient pas été traitées) et c'est la différence observée entre l'évolution de ces deux tendances qui constitue l'effet de la loi. Malheureusement cette hypothèse n'est pas testable directement, car elle fait intervenir des quantités qui ne sont pas observables. Néanmoins, nous pouvons avoir une idée de sa pertinence en regardant les estimations sur des périodes préalables à la loi. Contrairement à ce qui est trop souvent le cas, nous porterons une attention particulière quant à la véracité de cette hypothèse.

Nous adoptons deux stratégies pour la construction des groupes. La première utilisera la proximité géographique des communes où se trouve les ventes en ne gardant pour le groupe de traitement que les ventes qui se trouvent sur une commune éligible qui se trouve adjacente à une commune non éligible. Le groupe de contrôle est alors composé de toutes les ventes se trouvant sur une commune non éligible adjacente à une commune éligible. Le fait de ne garder les ventes que des communes qui sont proches physiquement de la frontière entre zone éligible et non éligible nous permet de réduire les différences au niveau des caractéristiques communales structurelles qui pourraient avoir un impact sur le prix. Notre seconde stratégie utilise un protocole de recherche plus novateur. Le zonage Scellier découpe la France en 4 zones distinctes. La zone A, au marché foncier le plus tendu, les zones B1 et B2 avec des marchés intermédiaires et enfin la zone C constituée du reste de la France. Sur ces 4 zones, seules les zones A, B1 et B2 sont éligibles au dispositif. Pour chaque zone éligible, nous construisons 3 groupes de traitement basés sur les valeurs des quartiles des ventes. Le premier groupe est constitué des ventes inférieures au premier quartile, le seconde des ventes se trouvant dans l'intervalle interquartile et

enfin le troisième groupe est composé des ventes dont le prix est supérieur au troisième quartile. Pour construire les groupes de contrôle nous tenons compte de l'information passée en utilisant les observations des ventes durant les cinq années qui ont précédé la mise en place du dispositif. Nous utilisons ces données pour construire, à partir des ventes de la zone C, des groupes quantiles dont l'évolution du prix de vente moyen avant la mise en place de la loi Scellier est la plus proche du groupe de traitement que l'on veut analyser. En d'autres termes nous recherchons dans la zone C les groupes de ventes dont l'évolution est la plus proche de celle des groupes de traitement en nous basant sur une hypothèse de rang concernant les quantiles. Contrairement à la première stratégie, qui était locale (au bord de la frontière), ce protocole de recherche nous permet d'évaluer l'impact pour l'ensemble des zones éligibles.

Les principaux résultats issus de nos estimations montrent que le dispositif Scellier impacte bien le prix des terrains à bâtir. Cet impact est surtout présent pour les terrains les moins chers. Il existe aussi une forte hétérogénéité en fonction de la localisation. C'est la région méditerranéenne qui est la plus impactée par le dispositif.

Le reste de cette étude se déroule ainsi. Dans la partie suivante nous présentons en détail le dispositif Scellier, son application et la littérature concernant les dispositifs d'aide à l'investissement locatif. Dans la troisième partie, nous détaillons l'estimation par double différence, sa mise en œuvre et notre choix quant à la méthode d'inférence. Dans la partie 4 nous présentons les données et nos deux stratégies pour la construction des groupes de contrôle et de traitement. Dans la partie 5 nous présentons les résultats des estimations. Nous ventilerons ces résultats avec et sans variable de contrôle communale ainsi que les résultats par grandes régions géographiques. Enfin dans la partie 5 nous concluons cette étude en rappelant les principaux résultats et les extensions possibles.

## 2 Le dispositif Scellier

Le dispositif Scellier est le successeur d'un grand nombre de dispositifs ayant pour but de favoriser l'investissement immobilier locatif en France. Depuis 1984, six dispositifs fiscaux d'incitation à l'investissement locatif dans la construction neuve se sont succédés :

- le dispositif Méhaignerie (1984 -1997) ;
- le dispositif Périssol (1996 -1999) ;
- le dispositif Besson (1999 - 2002) ;
- le dispositif Robien (2003 - 2006) ;
- les dispositifs Robien recentré et Borloo populaire (2006 - 2009) ;
- le dispositif Scellier (2009 - 2012)

Initialement, ces dispositifs accordaient une réduction d'impôt plafonnée (dispositifs Méhaignerie et Quilès-Méhaignerie) permettant aux investisseurs, aux personnes physiques ou aux sociétés non soumises à l'impôt sur les sociétés de soustraire de leur impôt une fraction de leur investissement. Depuis 1996 et le dispositif Périssol, une logique d'amortissement du bien a été retenue : l'amortissement constitue une charge qui permet d'obtenir un déficit foncier plafonné et ainsi de réduire la base d'imposition de l'investisseur.

A noter que plusieurs de ces dispositifs fiscaux, notamment le Besson et le Borloo, ont été complétés d'un volet concernant l'ancien, de façon à élargir l'offre locative. Pour

plus de détails sur les dispositifs précédents, nous pouvons nous référer au rapport du ministère de la ville publié en février 2008 ([François Scellier \(2008\)](#)).

Les paragraphes suivants définissent les modalités d'application du dispositif Scellier tel qu'il a été présenté dans le bulletin officiel des impôts (n°52 du 15 mai 2009, 5 B-17-09) :

L'article 31 de la loi de finance rectificative pour 2008 (n°2008-1443 du 30 décembre 2008) réforme les mécanismes d'incitation fiscale à l'investissement locatif. Cette réforme consiste à supprimer à compter du 1er janvier 2010, les dispositifs « Robien » et « Borloo » et à les remplacer par un avantage prenant la forme d'une réduction d'impôt sur le revenu.

Cette réduction d'impôt sur le revenu s'applique, à compter du 1er janvier 2009, aux contribuables domiciliés en France qui acquièrent ou font construire des logements neufs dans certaines zones du territoire se caractérisant par un déséquilibre entre l'offre et la demande de logements, qu'ils s'engagent à donner en location nue à usage d'habitation principale pour une durée minimale de neuf ans. Au titre d'une même année d'imposition, un seul logement peut ouvrir droit à la nouvelle réduction d'impôt. L'acquisition du logement, ou le dépôt de la demande de permis de construire dans le cas d'un logement que le contribuable fait construire doit intervenir au plus tard le 31 décembre 2012.

La réduction d'impôt s'applique également aux contribuables qui souscrivent, entre le 1er janvier 2009 et le 31 décembre 2012, des parts de sociétés civiles de placement immobilier (SCPI) réalisant ces mêmes investissements. La réduction d'impôt est calculée sur le prix de revient du logement ou le montant des souscriptions, dans la limite annuelle de 300 000 €. Son taux est fixé à 25 % pour les investissements réalisés en 2009 et 2010 et à 20 % pour ceux réalisés en 2011 et 2012. Elle est répartie sur neuf années, à raison d'un neuvième de son montant chaque année.

Lorsque la location est consentie dans le secteur intermédiaire, le contribuable bénéficie, en plus de la réduction d'impôt, d'une déduction spécifique fixée à 30 % des revenus bruts tirés de la location du logement. Lorsque le logement reste loué dans le secteur intermédiaire après la période d'engagement de location, le contribuable bénéficie, par période de trois ans et dans la limite de six ans, d'un complément de réduction d'impôt égal à 2 % par an du prix de revient du logement.

Pour les investissements réalisés en 2009, le contribuable peut choisir entre les dispositifs dits « Robien » et « Borloo » et la nouvelle réduction d'impôt, sans toutefois pouvoir cumuler ces avantages au titre d'un même investissement.

L'une des principales différences du dispositif Scellier par rapport aux dispositifs précédents est qu'il ne concerne qu'une partie du territoire métropolitain. La France est ainsi découpée en 4 zones ; alors que pour le dispositif Robien les 4 zones étaient concernées, 3 seulement sont éligibles au dispositif Scellier. Le zonage permet de faire varier les plafonds des loyers en fonction du marché immobilier local. Ce zonage est construit à partir des communes françaises. Une commune est soit éligible, soit elle ne l'est pas. Il n'existe pas de commune mixte.

La Figure 1 présente le découpage en différentes zones pour la loi Scellier à partir du 4 mai 2009. Les communes éligibles au dispositif Scellier sont les communes des zones A, B1 et B2. Les communes en zone A sont les communes où le marché immobilier est le plus tendu, viennent ensuite les communes en zone B1 et enfin les communes en zone B2. Les communes en zone C ne sont pas éligibles. Du 1er janvier 2009 au 3 mai 2009, les zones

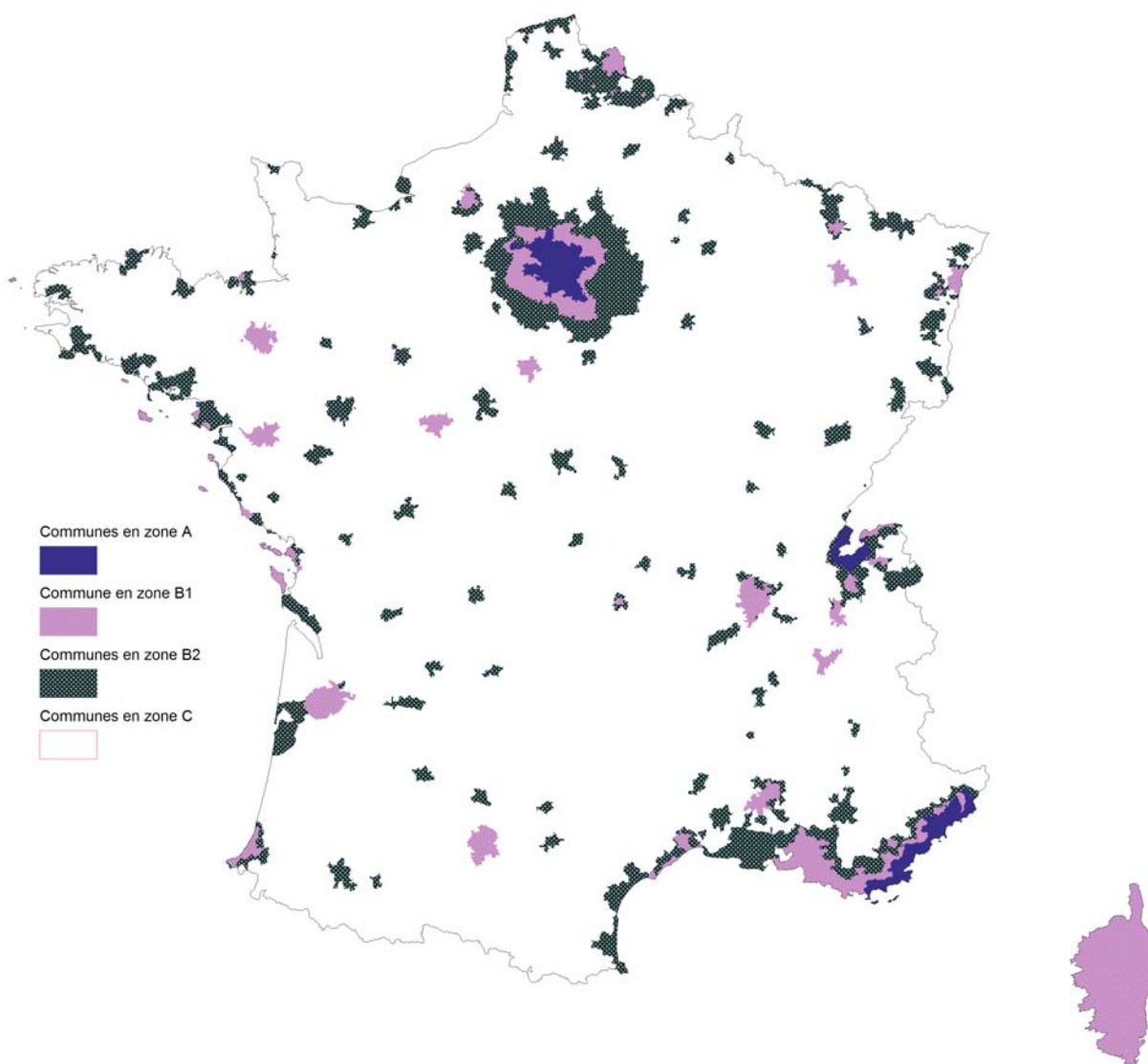


FIGURE 1 – Zonage Scellier

éligibles sont celles du zonage Robien. Nous considérerons dans cette étude que lors de la mise en place de la loi, seul le zonage Scellier a existé. Les différences entre les zonages Robien et Scellier sont assez limitées. Il y a en tout 1 068 communes qui ont changé de zones avec la répartition suivante :

- 18 changements de A à B1 ;
- 255 changements de B1 à B2 ;
- 16 changements de B1 à A ;
- 23 changements B2 à B1 ;
- 36 changements de C à B1 ;
- 720 changements de C à B2.

Nous constatons qu'aucune commune n'est sortie du dispositif entre les deux zonages Scellier (passage d'une zone A, B1, B2 à C).



TABLE 1 – Répartition de la population par zone

Zone	N	Population 1999				Population 2007			
		Moy.	Med.	E.-C.	S	Moy.	Med.	E.-C.	S
A	590	18 733	7 083	89 625	11 070 938	19 903	7 572	92 571	11 762 813
B1	1 636	7 481	1 897	30 909	12 239 225	7 899	2 131	32 899	12 922 146
B2	3 191	4 081	1 287	11 964	13 022 346	4 207	1 406	11 954	13 423 831
C	31 139	712	323	1 565	22 180 644	760	348	1587	23 680 632

N : nombre de communes ; Moy. : moyenne communale ; Med : médiane ; E. C. : écart-type ; S : somme.

Source : INSEE

Le tableau 1 nous donne une idée de la répartition de la population en fonction du zonage. 40 % de la population métropolitaine se trouve en zone C sur la base du recensement 2007 de l'INSEE. Sur les 60% de la population habitant dans une zone éligible, 16 % de la population se situent en zone A et les zones B1 et B2 comprennent chacune 22 % de la population. Toutes les zones ont vu leur population moyenne augmenter entre les recensements de l'INSEE de 1999 et de 2007. Les moyennes communales sont différentes en fonction de la zone. Les communes de la zone A possèdent la plus grande variance de leur population communale.

## 2.1 Littérature existante

Bien que les dispositifs d'aide à l'investissement locatif existent depuis longtemps, le nombre d'études économiques qui tentent d'en évaluer les différents impacts est très faible. La principale cause de ce manque d'étude est l'absence de données statistiques exploitables sur le sujet. Si les bases fiscales permettent de connaître, à l'échelle nationale, depuis la mise en place de la réduction d'impôt Scellier, le nombre de biens qui bénéficient d'une aide à l'investissement locatif, elles ne permettent pas de connaître la localisation de la commune du bien aidé. Cette information n'est statistiquement exploitable que pour un échantillon de ménages qui télé-déclarent leurs revenus sur Internet. Il est donc impossible de connaître le nombre de biens aidés qui existent dans une commune. Cette absence d'information empêche toute évaluation proprement microéconomique des différents dispositifs.

Néanmoins, quelques études locales existent. L'Agence Départementale pour l'Information sur le Logement (ADIL), en partenariat avec l'Agence de Développement et d'Urbanisme du Pays de Brest (ADEUPA, [Brest \(2008\)](#)), a tenté d'évaluer l'impact de l'investissement locatif neuf sur le marché locatif et sur le nombre de transactions dans le Finistère. Cette étude, basée sur une enquête à dires d'experts, réalisée au 1er semestre 2008, se concentre uniquement sur le dispositif Robien et ne propose que des états descriptifs. Selon les auteurs, 14 % de la production de logements neufs proviennent de l'investissement locatif. Comme cela est souvent le cas dans des études à dire d'expert, il est impossible de mesurer l'impact local agrégé du dispositif.

Une autre étude tente d'analyser l'impact du dispositif Robien sur le marché immobilier en région Rhône-Alpes ([M.Rigaud \(2008\)](#)). Dans ce travail, mené sous l'égide de la Direction Régionale de l'équipement Rhône-Alpes, les auteurs estiment qu'entre 11 et 17 % de la production neuve totale de la région bénéficient du dispositif.

Notre étude se situe dans une optique différente, nous ne cherchons pas à mesurer la part des dispositifs d'aide dans la production de logements, mais à comprendre leur rôle dans la formation des prix des terrains à bâtir. Dans la partie suivante, nous détaillons la méthodologie et le cadre de notre stratégie d'évaluation.

### 3 La méthodologie d'évaluation

Le paramètre d'intérêt auquel nous nous intéressons est le prix au mètre carré des ventes de terrains à bâtir et l'impact que l'on souhaite mesurer est celui du dispositif Scellier sur la formation de ce prix. Nous avons choisi les prix des terrains, car ils capitalisent plus rapidement les changements structurels du marché immobilier que les logements. Ceux-ci demandent souvent un temps plus long pour s'ajuster à une nouvelle législation. De plus, les mécanismes d'aide à l'investissement locatif impliquent l'achat de terrains à construire. Ces mécanismes sur un plan théorique peuvent s'analyser comme une hausse de la demande de terrains en vue de construire du résidentiel. Sur le marché des terrains, si la courbe d'offre de terrains reste inchangée, cela doit se traduire par une hausse du prix des terrains. Cette hausse doit être plus importante à court terme qu'à long terme. En effet, à court terme, le nombre des terrains disponibles est donné, à moyen terme, des terrains qui étaient réservés à d'autres usages, agricole ou industriel peuvent être transformés en terrains destinés à construire du résidentiel. La hausse des prix de ces terrains rend plus rentable pour le propriétaire ce changement de destination du terrain à condition que le plan d'occupation des sols le permette évidemment.

Le cadre général de notre analyse est celui des études d'évaluation de politique publique utilisant la notion de *résultats potentiels* introduite par Neyman (1923) et Fisher (1935) dans le cadre d'expériences aléatoires et élargie au champ des études sur des données observées par Rubin (1973), Rubin (1977), Holland (1986) proposant une interprétation de la méthode des résultats potentiels dans le cadre plus général de la causalité dans les sciences sociales. La méthode des résultats potentiels suppose que pour évaluer l'impact d'une politique publique, nous devons être en mesure de construire une *valeur contrefactuelle* du paramètre d'intérêt en l'absence de la politique publique et cela toutes choses égales par ailleurs<sup>1</sup>. La différence entre cette construction hypothétique et le résultat observé constitue l'impact de la politique publique sur le paramètre d'intérêt. Si cette différence est (statistiquement) différente de 0, la politique publique a un impact causal sur le paramètre d'intérêt.

La construction contrefactuelle s'appuie sur des méthodes économétriques. La procédure standard est d'utiliser l'information des biens se trouvant dans des communes non éligibles comme étalon de l'évolution du paramètre d'intérêt, le prix des ventes sur des communes éligibles si, de manière hypothétique, elles ne l'avaient pas été. Au vu des données dont nous disposons, de la structure du dispositif et de la nature de la question que l'on se pose, l'estimation par double différence s'est naturellement imposée comme la méthode la plus adéquate.

Depuis les travaux d'Ashenfelter and Card (1985), l'estimation par double différence (*DiD*) est largement employée pour l'évaluation des politiques publiques en sciences économiques. Utilisée dans un premier temps dans un cadre médical, l'évaluation par double différence en a gardé le vocabulaire comparant l'application d'une politique publique à un traitement médical et les unités analysées aux patients traités ou non. Dans les paragraphes suivant, nous présentons de manière détaillée l'estimation *DiD* dans le cadre des résultats potentiels. Les lettres majuscules représentent les variables aléatoires et les minuscules une réalisation de ces variables. Nous restons dans le cadre simple de deux groupes (le groupe de contrôle et le groupe de traitement) et deux périodes.

Soit  $i$  l'identifiant d'une vente d'un terrain. Soit  $G_i$  la variable indicatrice qui vaut 1

---

<sup>1</sup>Plus généralement, nous cherchons à construire la valeur contrefactuelle qui n'a pas été observée. Pour les unités éligibles à la loi, c'est la valeur du paramètre d'intérêt en l'absence de la politique. Pour les unités non éligibles, c'est la valeur du paramètre d'intérêt si elles avaient hypothétiquement été éligibles à la loi.



si la vente se trouve sur une commune éligible et 0 sinon. Et soit  $T_i$  la variable indicatrice qui vaut 1 si la vente est observée après la mise en place de la loi et 0 si elle est observée avant. Soit  $Y_i$  le prix au mètre carré observé de la vente  $i$ . Pour  $i = 1, \dots, N$  un échantillon de l'ensemble des ventes nationales de terrains à bâtir,  $(Y_i, G_i, T_i)$  est le triplet de variables aléatoires que nous observons grâce aux données. Nous définissons maintenant les résultats potentiels. Soit  $Y_i^1$  le prix au mètre carré de la vente  $i$ , si elle se trouvait dans une zone éligible, toutes choses égales par ailleurs. Et soit  $Y_i^0$ , le prix au mètre carré de la vente  $i$ , si elle se trouvait dans une zone non éligible toutes choses égales par ailleurs. Pour la période  $t = 1$ , si  $g = 1$  alors  $Y_i^1 = Y_i$  et  $Y_i^0$  est la valeur contrefactuelle de la vente. Si  $g = 0$  alors  $Y_i^0 = Y_i$  et  $Y_i^1$  est la valeur contrefactuelle de la vente. La relation qui relie le résultat observé et les résultats potentiels est la suivante :

$$Y_i = (1 - I_i) \cdot Y_i^0 + I_i \cdot Y_i^1 \quad (1)$$

avec  $I_i = G_i \cdot T_i$ . Le cœur de la stratégie *DiD* est représenté par une structure additive du résultat potentiel si aucune vente ne se trouvait dans une commune éligible, c'est-à-dire si tous les biens étaient non traités :

$$Y_i^0 = \alpha_0 + \lambda \cdot T_i + \gamma \cdot G_i + \varepsilon_i, \quad (2)$$

où  $\lambda$  représente l'effet temporel partagé entre les deux groupes.  $\gamma$  est l'effet spécifique de chacun des groupes, invariant dans le temps.  $\varepsilon_i$  représente les composantes non observables de chaque vente. Ce terme est supposé être indépendant de l'indicatrice de groupe et posséder la même distribution dans le temps. De plus il est normalisé pour être de moyenne nulle. Sous ces hypothèses l'estimateur *DiD* standard est :

$$\begin{aligned} \tau^{DiD} = & [E(Y_{igt}|G_i = 1, T_i = 1) - E(Y_{igt}|G_i = 1, T_i = 0)] \\ & - [E(Y_{igt}|G_i = 0, T_i = 1) - E(Y_{igt}|G_i = 0, T_i = 0)], \end{aligned} \quad (3)$$

ou en d'autres termes, la différence des moyennes des ventes de la zone non éligible avant la mise en place de la loi Scellier et après la mise en place de la loi est soustraite à la différence des ventes de la zone éligible avant et après la mise en place du dispositif pour supprimer toute tendance des ventes de la zone éligible qui ne soit pas due au dispositif Scellier.  $\tau^{DiD}$  peut s'interpréter de différentes manières. Si l'on suppose que l'impact est constant, alors chaque vente qui changerait de zone connaîtrait une différence de  $-\tau^{DiD}$  si elle passait d'une zone éligible à une zone qui ne l'est pas et  $\tau^{DiD}$  dans le sens inverse. Plus généralement, si l'impact du changement de zone est hétérogène, alors  $\tau^{DiD}$  mesure l'effet moyen du changement de zone des ventes situées dans une zone éligible.

Une implication forte, sous-jacente à notre raisonnement, est que l'effet de la politique, et seulement lui, impacte l'évolution différente des prix entre le groupe de contrôle et le groupe de traitement.

Un des gros avantages de l'estimation par double différence est qu'elle peut être mise en œuvre au sein d'une régression linéaire simple. Soit le modèle

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot T_i + \beta_2 \cdot G_i + \tau \cdot I_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

alors l'estimation par les moindres carrés ordinaires de 4 donne la même valeur que l'estimation de l'équation 3. Cette formulation en termes de régression linéaire possède deux avantages. Le premier est qu'il est possible d'utiliser les estimations des écarts-types de l'estimation par moindres carrés ordinaires. La seconde est qu'il est très facile de rajouter des variables de contrôle. En effet soit  $X$  une matrice  $n \times k$  de variables explicatives, nous pouvons les introduire de la manière suivante :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot T_i + \beta_2 \cdot G_i + \tau \cdot I_i + \delta \cdot X_i + \varepsilon_i$$

où  $\delta$  est un vecteur  $1 \times k$  associé la ligne  $X_i$  de  $X$ .

En ce qui concerne l'estimation de la matrice de variance, nous avons choisi de corriger pour un possible problème de *cluster* entre les ventes d'une même commune. Nous utilisons pour cela la méthode détaillée par Williams (2000) et mise en œuvre par Rogers (1993) pour le logiciel Stata.

Dans la partie suivante, nous détaillons la base de données que nous avons utilisée pour cette étude ainsi que la construction des groupes.

## 4 Base de données et construction des groupes

Le matériel indispensable pour toute évaluation économique d'une politique publique est constitué par une base de données. Cette étude a été rendue possible grâce à l'utilisation d'une extraction issue de la Banque Nationale de Données Patrimoniales (BNDP), sur les ventes de terrains à bâtir en France entre 2004 et 2010. À partir de l'extraction de la base BNDP, nous avons construit une base de travail statistiquement exploitable de 454 921 observations, comprenant le prix de vente et la surface du terrain (pour plus de détails sur la construction de la base de données voir l'annexe A). Pour chaque vente, nous avons affecté un code en fonction du zonage Scellier. Le prix au mètre carré est calculé comme la division du prix de vente par la surface du terrain.

Avant de construire nos groupes de contrôle et de traitement il est important de bien comprendre la dynamique de l'évolution des prix au mètre carré en fonction du zonage Scellier, c'est pourquoi nous détaillons dans ce qui suit les principales statistiques descriptives de notre paramètre d'intérêt.

### 4.1 Évolution des prix de vente par zone

Le graphique 2 montre l'évolution annuelle moyenne par zone, du prix au mètre carré des terrains issus de la base de travail (Le tableau 8 en annexe donne les valeurs présentées ici). Quelle que soit la zone du dispositif, le prix au mètre carré moyen de la zone a augmenté durant la période 2004-2010. Si les ventes de la zone A connaissent les augmentations de prix en valeur les plus importantes, en pourcentage les zones A, B1, B2 et C ont connu une augmentation respective de 51 %, 72 %, 61 % et 68 % entre 2004 et 2010. C'est donc la zone B1 qui a connu la plus forte progression du prix en pourcentage en 7 ans. Ce graphique nous apporte aussi une autre information capitale pour nos estimations futures. Les évolutions des prix moyens au mètre carré ne sont pas identiques en fonction de la zone. Celui qui utiliserait l'ensemble des ventes de la zone C comme contrôle pour l'évolution des autres zones ferait une hypothèse qu'il est difficile de soutenir, tant les évolutions sont différentes. Néanmoins, si la zone C est très différente des zones A et B1, elle semble connaître une tendance suffisamment proche de la zone B2. Pour ce qui est de l'effet du dispositif Scellier, matérialisé par la bande grise, nous ne constatons pas de choc entre les années 2008 et 2009. Par contre pour les zones B1 et B2, il semble y avoir une rupture de tendance entre 2009 et 2010 qui ne se retrouve pas dans les zones A et C. Ce constat est un premier indice quant à un éventuel impact du dispositif sur les prix fonciers, car il ne touche pas la zone C, non éligible au dispositif. Cependant il ne semble pas non plus avoir d'impact sur la zone A.

Intéressons-nous maintenant à l'évolution non plus seulement de la moyenne, mais à celle des quartiles (figure 3) des prix par zone. L'évolution quartile des prix au mètre carré est très différente en fonction du quartile dans la zone A. Le dernier quartile a connu une très forte progression alors que le premier quartile est passé d'un peu moins de 100 euros du mètre carré à un peu plus de 100 euros en 7 ans. Les prix connaissent des évolutions

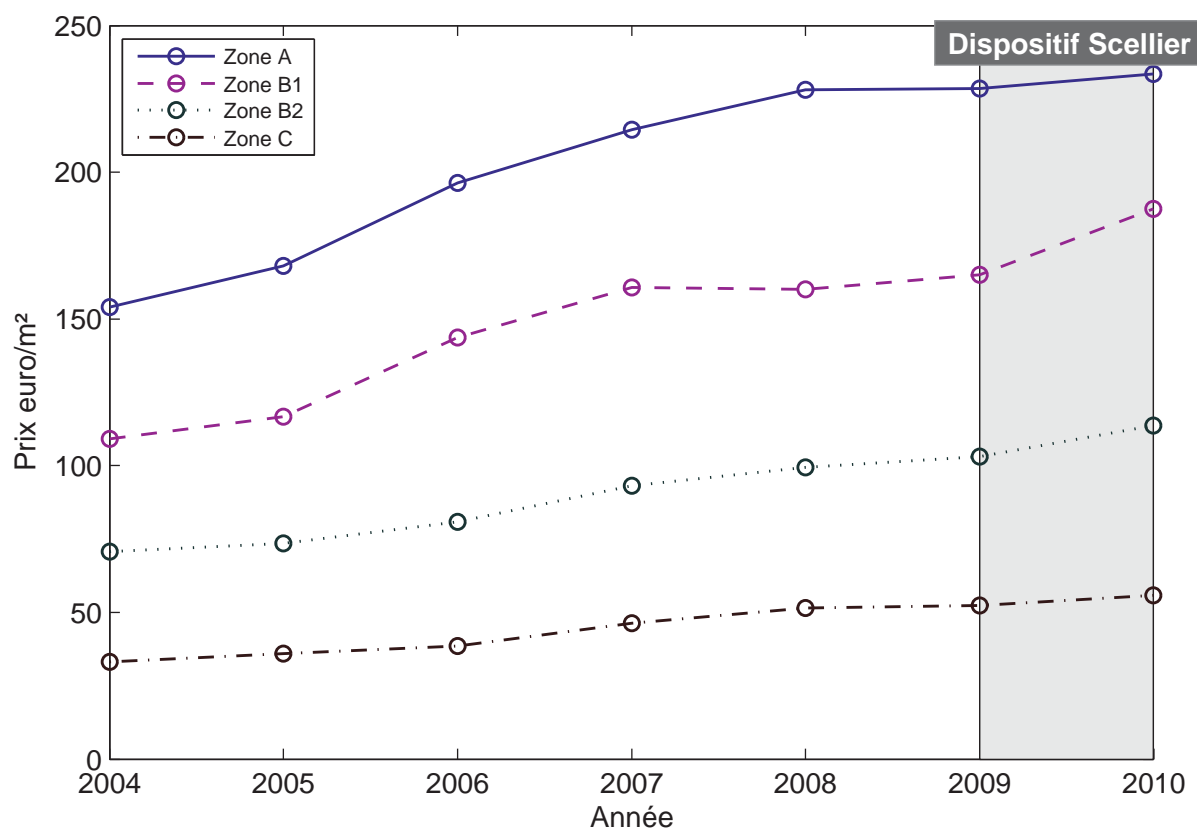


FIGURE 2 – Évolution des prix au  $m^2$  en fonction des zonages

différentes en fonction de leurs niveaux. Pour les autres zones, les évolutions quartiles sont plus similaires les unes aux autres en fonction du quartile. Pour les zones B1 et B2 nous retrouvons pour chaque quartile la rupture de tendance de l'année 2010.

Maintenant que nous avons pris connaissance de l'évolution des prix au mètre carré en fonction du zonage, dans la partie suivante nous détaillons nos deux stratégies pour la construction des groupes de contrôle et des groupes de traitement.

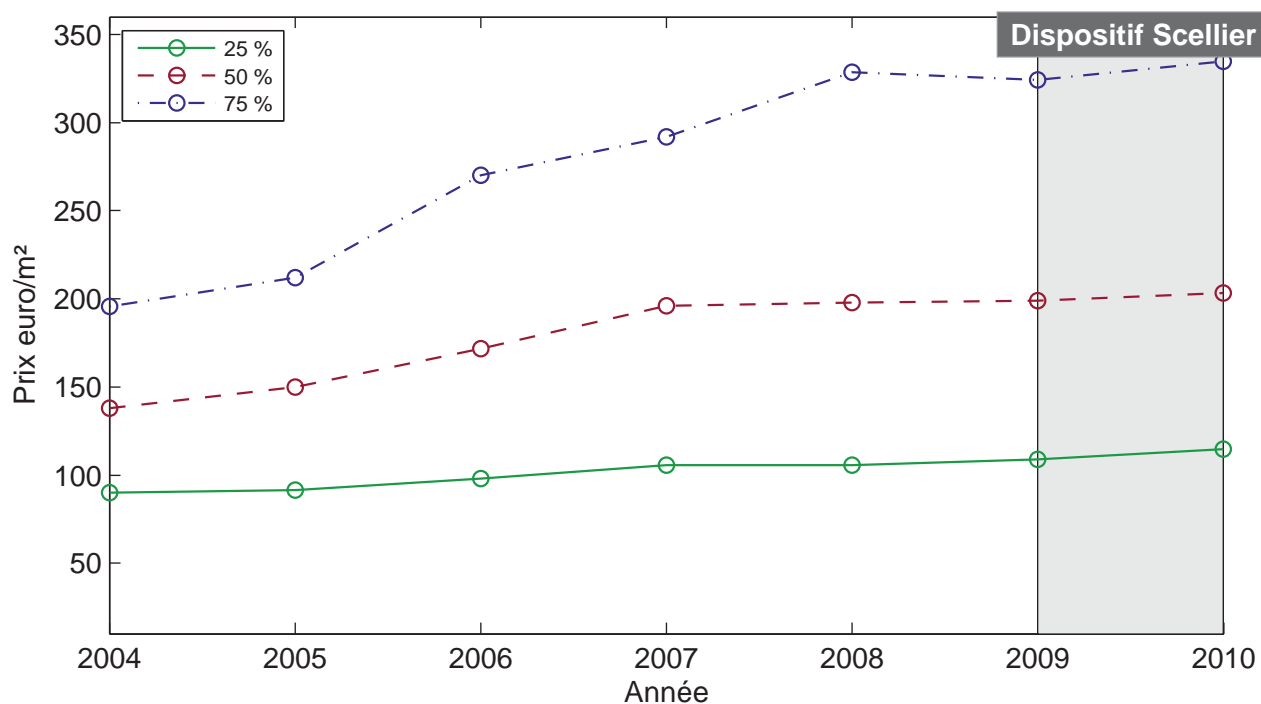


FIGURE 3 – Évolution des prix au  $m^2$  par quartile pour la zone A

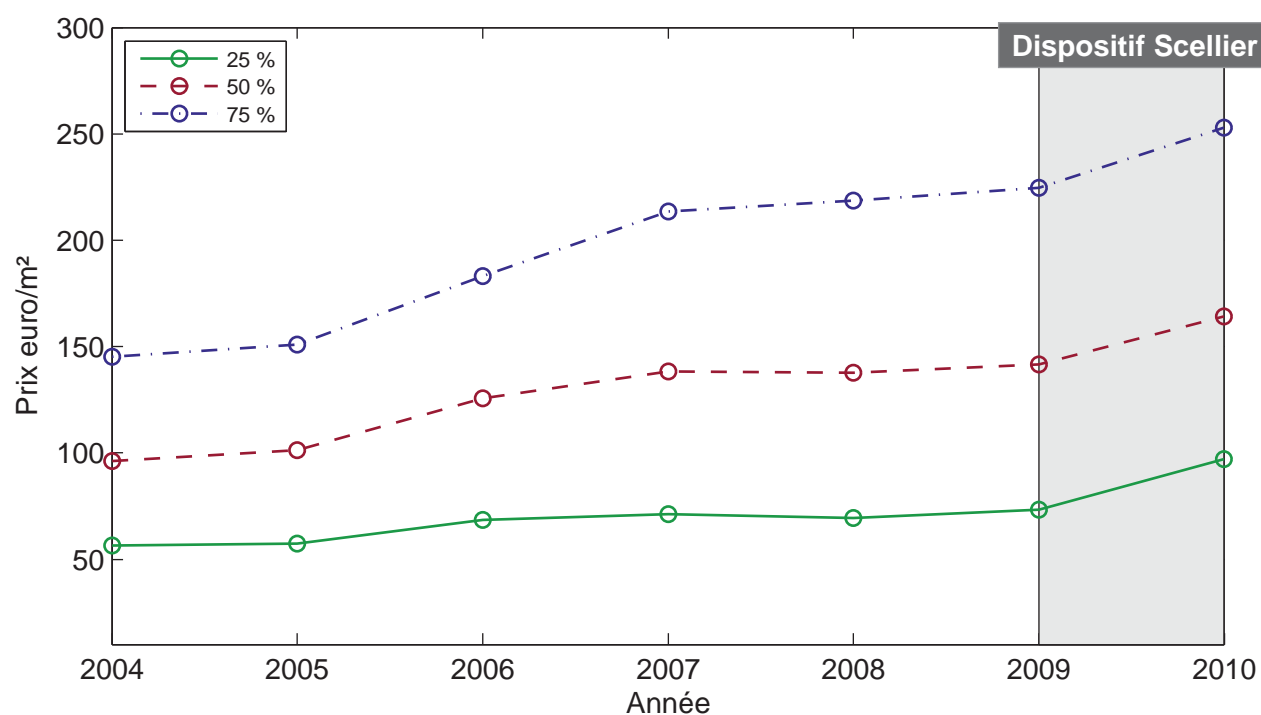


FIGURE 4 – Évolution des prix au  $m^2$  par quartile pour la zone B1

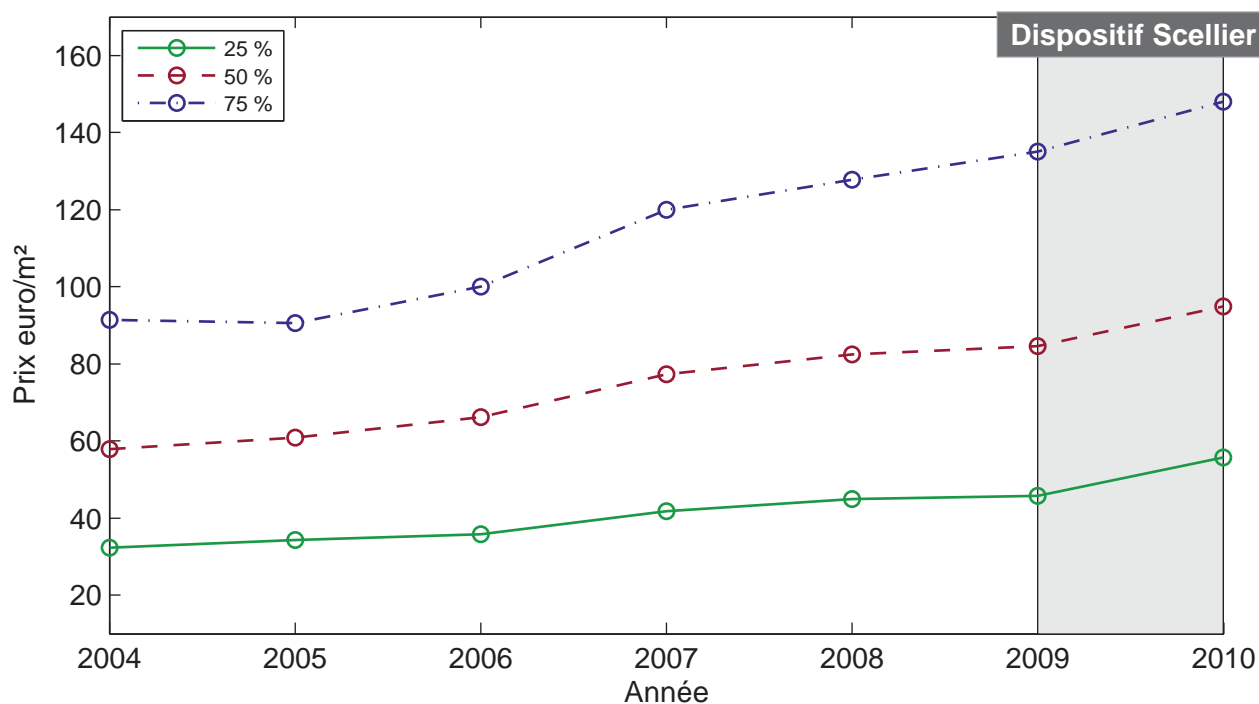


FIGURE 5 – Évolution des prix au  $m^2$  par quartile pour la zone B2

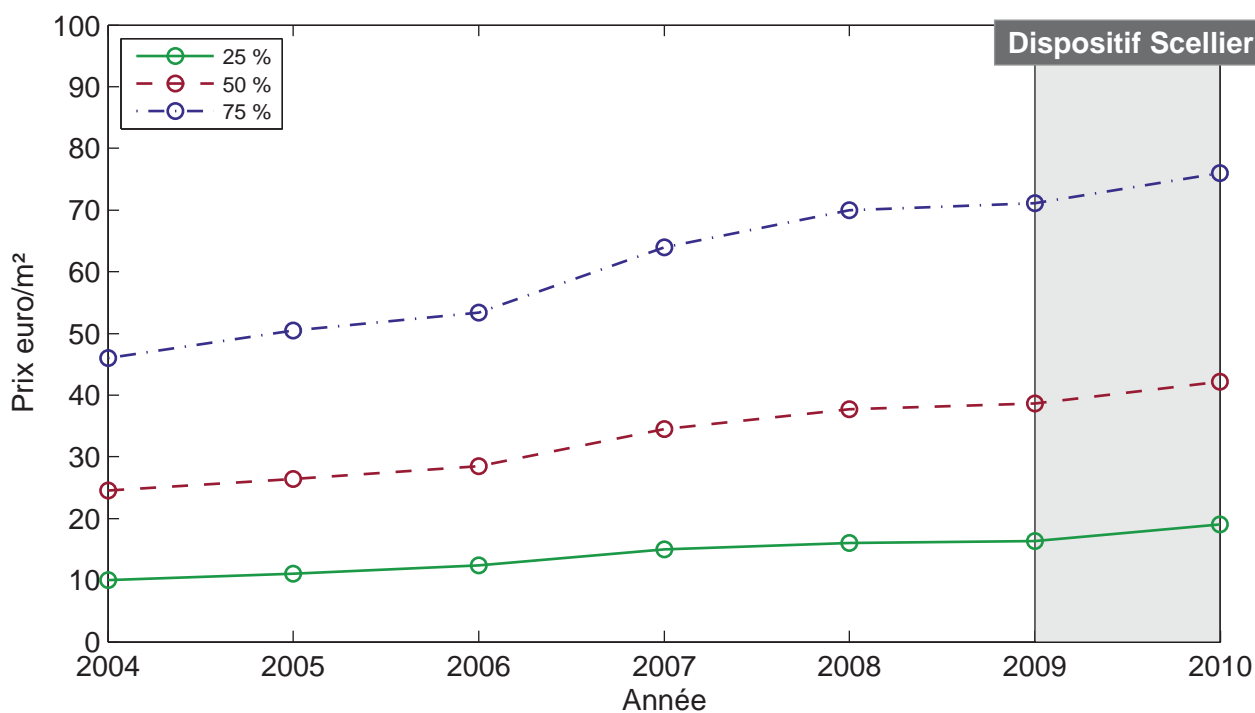


FIGURE 6 – Évolution des prix au  $m^2$  par quartile pour la zone C

## 4.2 La construction des groupes

La construction des deux groupes est une étape cruciale pour obtenir des estimations efficaces. L'unité de base de notre étude est la vente d'un terrain à bâtir. Les ventes se trouvant sur une zone éligible devront forcément faire partie du groupe de traitement. Et les ventes qui se trouvent dans la zone C appartiendront au groupe de contrôle. Nous

proposons deux stratégies pour la construction des groupes. La première fait appel à des effets de bord. Nous ne gardons dans notre groupe de traitement que les ventes se trouvant sur des communes qui sont à la frontière de la zone éligible et, pour le groupe de contrôle, nous sélectionnons uniquement les ventes se trouvant sur des communes de la zone C, non éligibles, qui sont adjacentes à une commune du groupe de traitement. Dans la seconde stratégie, nous allons construire nos groupes de traitement et de contrôle en utilisant des quantiles différents en fonction de l'information passée. Les deux méthodes sont détaillées dans les paragraphes suivants.

#### 4.2.1 Groupes avec communes adjacentes B2

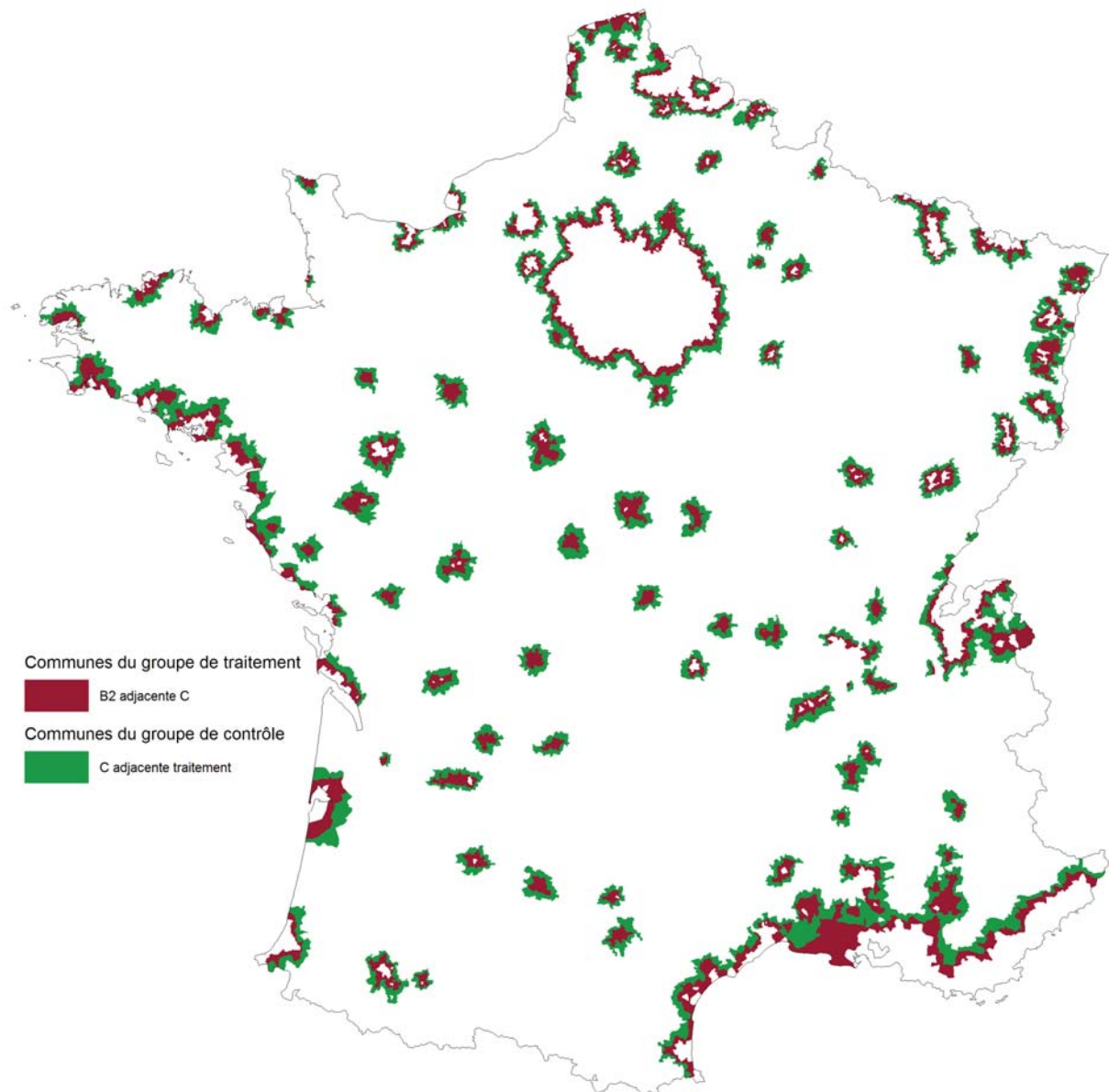


FIGURE 7 – Groupes avec communes adjacentes B2

Nous ne disposons que de peu d'information sur les biens vendus. Pour pouvoir contrôler un éventuel biais de sélection entre les ventes des deux groupes, nous utilisons les caractéristiques de la commune où se trouve la vente. Pour nous assurer que les caractéristiques structurelles des deux groupes de communes ne sont pas trop différentes, nous construisons le groupe de traitement avec les ventes se trouvant sur des communes éligibles



de la zone B2 uniquement, adjacentes à une commune non éligible. Le groupe de contrôle est, lui, composé des ventes se trouvant dans les communes de la zone C adjacentes à une commune de la zone B2 uniquement. En ne considérant que les communes de la zone B2 dans cette paire de groupes, nous réduisons les différences structurelles pouvant influencer sur le prix des terrains en gardant des communes du groupe de traitement beaucoup plus homogènes. Nous appellerons cette paire : *groupes avec communes adjacentes B2*. La carte 7 donne un aperçu de la répartition spatiale des deux groupes.

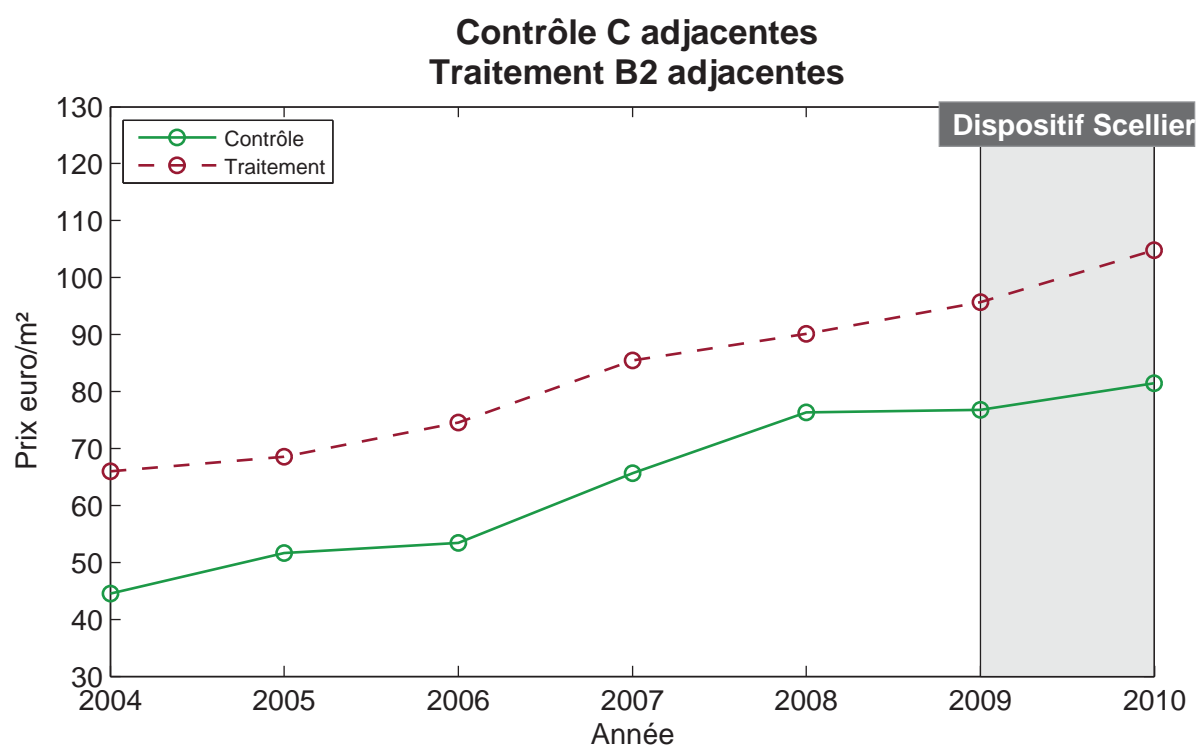
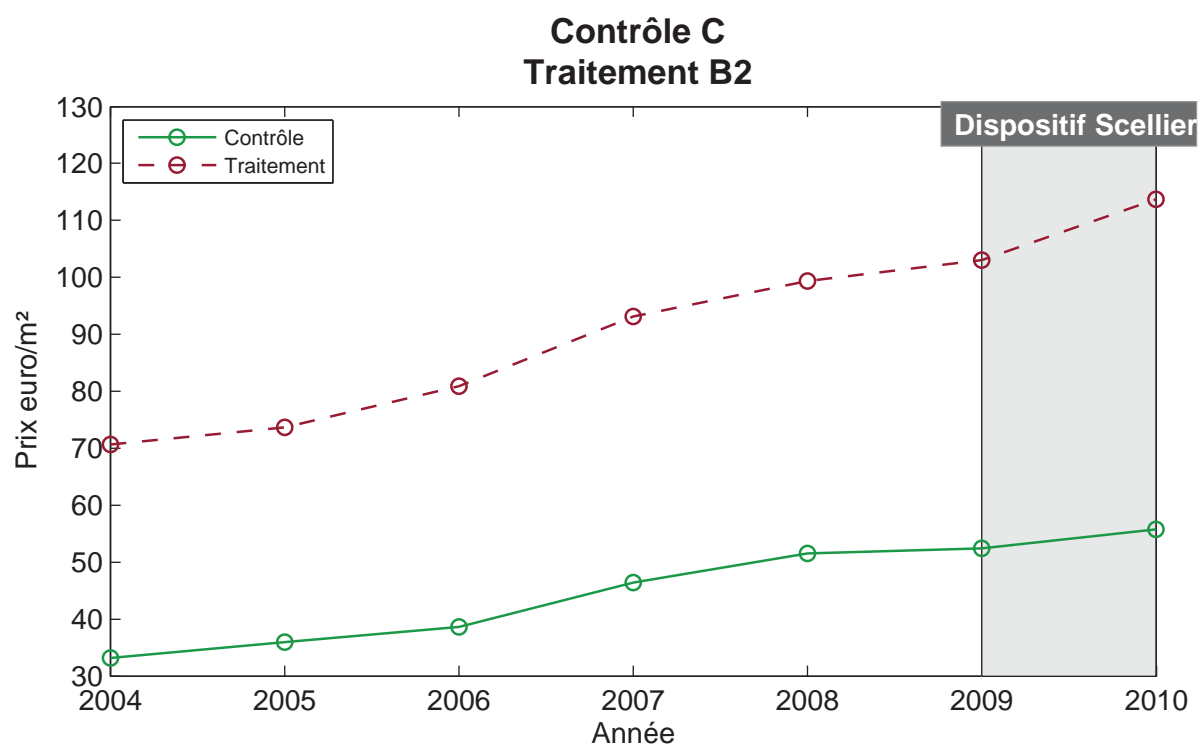


FIGURE 8 – Évolution des prix au  $m^2$  en fonction des groupes

Dans le graphique 8 nous comparons l'évolution des moyennes pour les zones B2 et C (à gauche) et pour les groupes de traitement et de contrôle issus des communes adjacentes B2. En niveau, les groupes issus des communes adjacentes B2 sont plus proches que pour les zones B2 et C. Graphiquement, les évolutions du paramètre d'intérêt avant la mise en place du dispositif sont suffisamment semblables pour que l'on puisse soutenir l'hypothèse

fondamentale de tendance constante de l'estimation  $DiD$ .

Cependant cette stratégie ne nous donne qu'une évaluation locale de l'impact du dispositif. Pour palier à cette restriction nous proposons une autre stratégie qui nous permettra d'évaluer l'impact sur l'ensemble des zones.

#### 4.2.2 Groupes basés sur les quantiles des prix de vente

La seconde stratégie est basée sur l'existence d'une relation d'ordre entre l'évolution des prix moyens de vente des zones éligibles et certains prix de la zone C. Pour chaque zone éligible, les prix de vente sont répartis en fonction de la valeur des quantiles de la distribution des prix de ventes de la zone et cela pour chaque année disponible. Ainsi, pour chaque zone éligible et pour chaque année, les prix de vente sont classés en 3 groupes : le groupe des ventes en dessous du premier quartile, les ventes se trouvant dans l'espace interquartile et enfin les ventes dont le prix se situe au dessus du dernier quartile. Pour chaque zone éligible, pour chaque année et pour chaque groupe quartile, nous calculons le prix de vente moyen. À l'issue de cette étape nous avons obtenu l'évolution du prix moyen des groupes quartiles. La seconde étape de notre raisonnement consiste à rechercher les ventes de la zone C se situant entre deux quantiles dont l'évolution de la moyenne des prix de vente annuelle est la plus proche de celle du groupe quartile.

L'idée est que si les moyennes des prix de vente se trouvant entre deux quantiles de la zone C ont une évolution identique à la moyenne des prix de vente se trouvant entre deux quartiles d'une des zones éligibles avant la mise en place du dispositif, alors les ventes de la zone C entre ces quantiles auraient une évolution identique à celle du quartile des ventes de la zone éligibles au dispositif si celles-ci n'avaient pas été traitées. Nous appelons ces paires de groupes : *les groupes de contrôle quantile*.

Formellement soit  $m_{gt}^z$  la moyenne des prix de vente de la zone éligible  $z$  avec  $z \in \{A; B1; B2\}$  lors de l'année  $t$  avec  $t \in \{2004; 2005; 2006; 2007; 2008\}$  et se trouvant dans le groupe  $g$  avec  $g \in \{1; 2; 3\}$  Pour  $g = 1$  nous prenons toutes les ventes de la zone  $z$ , lors de l'année  $t$  qui se trouvent en dessous du premier quartile donné par  $F_t^z(0, 25)$  ou  $F_t^z$  est la fonction de répartition empirique des ventes de la zone  $z$  lors de l'année  $t$ . Pour  $g = 2$  nous prenons la moyenne des prix de vente se trouvant dans l'intervalle interquartiles, c'est-à-dire les ventes dont le prix est supérieur à  $F_t^z(0, 25)$  et inférieur à  $F_t^z(0, 75)$ . Enfin pour  $g = 3$ , nous prenons les ventes lors de l'année  $t$  supérieures à  $F_t^z(0, 75)$ .

Une fois que nous avons calculé pour chaque zone la moyenne des groupes, pour toutes les années avant la mise en place de la loi, nous cherchons l'intervalle interquartile de la zone C qui minimise la variance de la différence des moyennes entre groupe de contrôle et groupe de traitement :

$$\min_{q_i=0\dots 1} VAR(m_{gt}^z - m_{q_i t}^c)$$

où  $m_{q_i t}^c$  est la moyenne des prix de vente de la zone C et  $q_i$  variant par palier de 0,01 entre 0 et 1.

Cette stratégie nous permet de construire des groupes de contrôle dont l'évolution est la plus identique possible au groupe de traitement considéré. Cependant nous devons alors faire une hypothèse de rang sur les ventes qui pourrait se traduire de la manière suivante. Tous les prix de vente d'une zone qui se trouvent entre deux quantiles lors d'une année sont identiques aux ventes qui se trouvent entre les deux mêmes quantiles lors des autres années. Autrement dit, une vente qui se trouverait entre deux quantiles lors d'une année particulière, se trouverait entre les deux mêmes quantiles si elle avait été vendue lors d'une année différente.

TABLE 2 – Concordances quantile/quartile

Groupe	1	2	3
Zone	$m < F(0,25)$	$F(0,25) < m < F(0,25)$	$m > F(0,25)$
A	46	90-100	99
B1	23	75-100	99
B2	43	35-100	91

$m$  : moyenne

Le tableau 2 nous donne la concordance entre les quartiles des zones éligibles et les quantiles de la zone de contrôle C. Il se lit de la manière suivante. Pour la zone A, et pour le premier quartile, la moyenne des ventes qui minimisent la variance de la différence entre les ventes de la zone A considérées et celles de la zone C, sont les prix de vente qui se trouvent en dessous du quantile à 46 %. Autre exemple, pour l'espace interquartiles de la zone B1, les ventes de la zone C qui minimise la variance sont les ventes qui se trouvent entre le quantile 75 % et 100 %, c'est à dire au dessus du quantile à 75 %.

Dans les figures 11, 14 et 17 nous présentons de manière graphique l'évolution de la variance et des moyennes pour les quantiles qui minimisent la variance.

## 5 Résultats

Après avoir défini nos différents couples groupes de contrôle/traitement, nous estimons dans cette partie l'impact causal du dispositif Scellier sur les prix des terrains à bâtir. Nous utilisons comme paramètre le prix moyen au mètre carré de la zone, mais aussi une variante, à savoir le logarithme du prix moyen qui permettra d'estimer le changement en pourcentages. Il faut cependant noter que l'hypothèse d'identification de la double différence, l'égalité des tendances, est dépendante de l'échelle (voir par exemple Meyer *et al.* (1995)). Ce qui est vrai en niveau ne l'est pas forcément en logarithme. En d'autres termes, la manière dont on mesure ou l'on transforme le paramètre d'intérêt influe sur la crédibilité de l'hypothèse d'identification. Lechner (2010) détaille les conséquences de cette caractéristique propre à l'estimation par double différence. Étant donné que nous proposons plusieurs choix pour les groupes de contrôle et de traitement, l'hypothèse d'identification peut être plus vraisemblable certaines fois en niveau, d'autres fois en logarithme.

Nous proposons de mettre en œuvre nos estimations non seulement juste avant et juste après la mise en place de la loi, mais aussi pour des périodes où la loi n'était pas active. Cette démarche nous permet de tester indirectement l'hypothèse principale de nos stratégies d'identification à savoir que les ventes se trouvant dans le groupe de traitement, si elles n'avaient pas été traitées, auraient suivi la même tendance que les ventes situées dans le groupe de contrôle. En effet, si les estimations quand la loi n'était pas active sont proches de 0 et/ou non significatives alors il y a de grandes chances pour croire en l'hypothèse de tendance constante.

Nous comparons nos résultats à la fois sur des périodes de 1 an mais aussi de 2 ans. Le fait de lisser nos résultats sur une période de deux ans nous permet de prendre en compte une certaine inertie quant à la réaction des prix à la création du dispositif. Comme nous l'avons souligné, il pourrait y avoir une certaine contamination du groupe de contrôle par le groupe de traitement en élargissant la fenêtre d'observation. Toutefois, nous rappelons qu'à partir de 2010 le dispositif Scellier restait le seul dispositif d'aide à l'investissement

locatif, ce qui n'est pas inintéressant du point de vue de la mesure de l'effet du dispositif.

### 5.0.3 Zone B2 adjacente

Les tableaux 3 et 4 présentent les résultats pour notre première stratégie de construction des groupes de contrôle et de traitement pour respectivement le prix au mètre carré et le logarithme du prix au mètre carré. En plus du groupe des communes adjacentes B2, nous rajoutons aussi une estimation entre toutes les ventes de la zone B2 comme groupe de traitement et toutes les ventes de la zone C comme groupe de contrôle.

Pour les prix en niveau, la première constatation est que la valeur de l'estimation par double différence est toujours positive pour les années où le dispositif Scellier est actif. L'ajout de variables de contrôle au niveau communal diminue l'effet pour le groupe des communes adjacentes B2 mais ne change pas les résultats pour la comparaison entre les zones B2 et C prises dans leur ensemble (voir l'annexe D pour la liste des variables explicatives). Pour les estimations basées sur une année et pour les communes B2 adjacentes l'estimation n'est quasiment jamais significative. Par contre, elle l'est fortement pour les estimations sur deux ans.

Quel que soit le couple de groupes ou le paramètre d'intérêt c'est entre les années 2009 et 2010 que l'impact est le plus visible.

Si l'on considère les estimations *DiD* avant la mise en place de la loi comme des indicateurs de l'hypothèse de tendance constante entre le groupe de contrôle et le groupe de traitement, pour les prix en niveaux, c'est pour les communes B2 adjacentes, avec une estimation sur deux ans et variable de contrôle que l'hypothèse est la plus crédible. En effet, avant la mise en place de la loi, les estimations sont proches de 0 et non significatives et après la mise en place de la loi nous obtenons un impact de 7 euros supplémentaires pour les terrains à bâtir mis en vente dans une commune éligible par rapport aux communes non éligibles adjacentes. Pour les prix en logarithme, c'est pour le couple zone C en entier comme contrôle et zone B2 en entier comme traitement, pour des estimations annuelles que l'hypothèse est la plus plausible. L'impact varie entre 2009 et 2010 de 5,7 % à 6,9 % selon que l'on incorpore ou non les variables de contrôle. Il est moins satisfaisant de soutenir l'hypothèse de tendance commune pour les estimations avec les groupes de communes adjacentes B2 en logarithme.

Ces résultats confirment les indications graphiques. Les prix au mètre carré ont en moyenne bien plus augmenté pour les ventes de la zone B2 que pour les ventes de la zone C entre 2009 et 2010. L'impact se situe aux alentours de 4 à 8 euros supplémentaires par mètre carré correspondant environ à une augmentation de 3 à 6 % du prix du mètre carré comparé à ce qu'auraient été les prix en l'absence du dispositif.

### 5.0.4 Groupes quantiles

Le tableau 5 présentent les résultats par *DiD* avec les groupes quantiles. Nous ne présentons pas d'estimation en logarithme ou avec variables de contrôle, car cela serait en contradiction avec notre méthode de sélection des groupes de contrôle.

C'est pour les ventes se trouvant dans le premier quartile que les estimations sont les plus satisfaisantes et cela quelle que soit la zone étudiée. En effet, avant le passage de la loi, les estimations par *DiD* sont quasiment toutes proches de 0 et non significatives.

Pour la zone A, l'impact du dispositif Scellier n'est présent que pour les ventes se situant en dessous du premier quartile pour une valeur d'environ 5 euros supplémentaires. Pour l'intervalle interquartiles et pour les ventes au-dessus du troisième quartile les estimations sont négatives et non significatives.

TABLE 3 – Résultats double différence prix au mètre carré

Groupes / Années	Double différence sur 1 an					Double différence sur 2 ans			
	2004-2005	2005-2006	2006-2007	2007-2008	2008-2009	2009-2010	2004-2006	2006-2008	2008-2010
Sans variable de contrôle									
B2 vs. C	0,18 (2,19)	4,6** (2,12)	4,49*** (1,65)	1,14 (1,87)	2,75 (1,89)	7,23*** (2,21)	4,78 (2,99)	5,63*** (1,97)	9,99*** (2,51)
Com. adjacentes B2	-4,54 (2,97)	4,2 (3,03)	-1,3 (2,29)	-6,13** (2,59)	5,2* (2,66)	4,47 (3,12)	-0,34 (3,98)	-7,43** (3,01)	9,67*** (3,41)
Avec variables de contrôle									
B2 vs. C	2,32 (1,46)	2,72 (1,68)	4,68*** (1,39)	1,09 (1,58)	2,11 (1,55)	7,31*** (1,77)	5,05** (2,02)	5,77*** (1,69)	9,26*** (1,96)
Com. adjacentes B2	-0,53 (2,19)	0,26 (2,27)	0,06 (1,97)	-3,32 (2,18)	3,58 (2,18)	3,81 (2,32)	-0,01 (2,87)	-3,16 (2,31)	7,08*** (2,54)
Inference robuste <i>cluster</i> : *** p<0,01 ; ** p<0,05 ; * p<0,1									

Inférence robuste *cluster* : \*\*\* p<0,01 ; \*\* p<0,05 ; \* p<0,1

TABLE 4 – Résultats double différence logarithme du prix au mètre carré

Groupes / Années	Double différence sur 1 an					Double différence sur 2 ans			
	2004-2005	2005-2006	2006-2007	2007-2008	2008-2009	2009-2010	2004-2006	2006-2008	2008-2010
Sans contrôle									
B2 vs. C	-0,054 (0,037)	-0,014 (0,03)	-0,036 (0,024)	-0,013 (0,023)	0,03 (0,022)	0,057** (0,025)	-0,068 (0,045)	-0,05** (0,025)	0,087*** (0,025)
Com. adjacentes B2	-0,142*** (0,054)	0,035 (0,047)	-0,046 (0,036)	-0,079** (0,035)	0,083** (0,034)	0,032 (0,037)	-0,108 (0,066)	-0,121*** (0,04)	0,115*** (0,038)
Avec contrôle									
B2 vs. C	-0,031 (0,031)	-0,074*** (0,026)	-0,028 (0,021)	-0,012 (0,022)	0,023 (0,02)	0,069*** (0,021)	-0,104*** (0,036)	-0,039* (0,023)	0,09*** (0,022)
Com. adjacentes B2	-0,083* (0,046)	-0,032 (0,039)	-0,028 (0,033)	-0,05 (0,032)	0,065** (0,031)	0,029 (0,031)	-0,114** (0,054)	-0,075** (0,035)	0,091*** (0,031)

Inférence robuste *cluster* : \*\*\* p<0.01 ; \*\* p<0.05 ; \* p<0.1

Inférence robuste *cluster* : \*\*\* p<0,01 ; \*\* p<0,05 ; \* p<0,1



TABLE 5 – Double différence groupes quantiles sur le prix au mètre carré

zones	groupes	Double différence sur 1 an					Double différence sur 2 ans			
		2004-2005	2005-2006	2006-2007	2007-2008	2008-2009	2009-2010	2004-2006	2006-2008	2008-2010
A	m<F(0,25)	-1,22 (2,1)	-0,08 (2,05)	1,05 (2,25)	0,12 (2,45)	-1,53 (2,59)	5,03** (2,44)	-1,3 (2,28)	1,17 (2,5)	3,49 (2,53)
	F(0,25)<m<F(0,75)	6,21 (6,31)	19,43*** (6,75)	-6,82 (7,06)	-6,36 (7,11)	-2,91 (7,67)	-0,76 (7,99)	25,64*** (6,86)	-13,19* (7,28)	-3,67 (9,02)
	m>F(0,75)	15,19 (11,91)	32,43*** (11,49)	-20,1* (10,89)	-4,77 (9,86)	-9,92 (8,69)	-9,89 (9,88)	47,61*** (13,68)	-24,87*** (8,97)	-19,81** (9,26)
B1	m<F(0,25)	1,12 (1,01)	3,64*** (1,11)	-1,57* (0,92)	-2,54*** (0,93)	3,51*** (0,91)	14,45*** (1,13)	4,77*** (1,13)	-4,11*** (1,09)	17,96*** (1,07)
	F(0,25)<m<F(0,75)	1,72 (5,66)	21,27*** (3,72)	-0,54 (3,29)	-13,28*** (3,82)	1,93 (3,82)	17,79*** (3,63)	22,99*** (6,77)	-13,82*** (3,89)	19,72*** (3,54)
	m>F(0,75)	0,69 (9,97)	28,57*** (8,33)	-3,6 (8,04)	-42,25*** (8,3)	-2,99 (8,39)	12,05 (9,45)	29,26*** (11,19)	-45,85*** (8,26)	9,06 (8,23)
B2	m<F(0,25)	0,06 (0,43)	-0,55 (0,34)	0,44 (0,33)	-0,13 (0,36)	0,67* (0,4)	5,04*** (0,53)	-0,49 (0,46)	0,31 (0,36)	5,71*** (0,52)
	F(0,25)<m<F(0,75)	-0,89 (2,23)	3,71* (2,16)	1,32 (1,7)	-1,26 (1,92)	2,18 (1,94)	6,33*** (2,27)	2,82 (3,03)	0,06 (2,03)	8,51*** (2,56)
	m>F(0,75)	-0,97 (3,84)	7,63 (4,74)	-2,66 (4,2)	-7,16* (4,19)	6,3 (4,17)	6,88 (4,45)	6,66 (5,2)	-9,81** (4,56)	13,18*** (4,95)

Inference robuste cluster : \*\*\* p<0,01 ; \*\* p<0,05 ; \* p<0,1

La zone B1 possède les estimations les plus importantes en valeur. Elles sont significatives seulement pour les ventes en dessous du premier quartile et se situant dans l'intervalle interquartiles. Pour les ventes en dessous du premier quartile, l'impact est de 14,45 euros entre 2009 et 2010. Nous remarquons que cet impact est largement plus élevé que les estimations pour les années précédentes, qui sont toutes en dessous de 4 euros. Pour l'intervalle interquartiles, l'hypothèse de tendance constante semble plus délicate à soutenir tant les estimations d'avant la mise en place de la loi sont différentes.

Enfin c'est pour la zone B2 que les résultats sont les plus concluants. Pour les estimations annuelles avant la mise en place de la loi les estimations ne sont pas significatives alors qu'elles le deviennent entre 2009 et 2010 à l'exception du dernier quartile.

Si l'on devait résumer ces résultats nous pourrions dire que l'impact de loi est surtout présent dans la zone B2 et dans les ventes des zones B1 et A se trouvant dans le premier quartile. Ces résultats suggèrent qu'il existe bien un effet de la loi Scellier sur les prix des terrains à bâtir. Cet impact est surtout visible pour les terrains les moins chers. La zone A ne semble pas vraiment impactée par la mesure. L'impact est surtout intervenu l'année suivante de la mise en place du dispositif soit entre 2009 et 2010. Il y a donc un moment d'inertie entre le passage de la loi et son impact sur les prix fonciers.

## 5.1 Résultats régionaux

Pour tester la présence de particularités régionales, nous découpons l'espace national en 8 grandes régions afin d'effectuer une estimation dans chacune de ces régions. Ce découpage, assez large, est constitué en grande partie du regroupement de régions administratives, sauf pour la région dite de Paris. Nous présentons le découpage dans la figure 9. Les résultats des estimations par grandes régions suggèrent qu'il existe de fortes différences de comportement entre les régions.

Pour les groupes de contrôle et de traitement B2 adjacents (tableau 6) c'est dans la région Méditerranée que l'impact est le plus conséquent. Sur deux ans l'impact est estimé à près de 30 euros supplémentaires par mètre carré.

L'impact sur deux ans est le plus faible dans la région Ouest et la région Est mais de façon différente. Dans la région Est il y a un fort impact lors de la première année (2008 et 2009) puis un rattrapage des prix des communes du groupe de contrôle lors de la seconde année (2009-2010). Alors que pour la région Ouest, l'impact est faible pour les deux années et aucune des estimations n'est significative. La loi Scellier n'a pas eu d'impact sur les prix des terrains à bâtir dans la région Ouest. Dans la région Paris, l'impact sur deux ans n'est visible que pour les communes adjacentes B2.

La significativité des résultats est en général plus robuste pour une période de deux ans.

Pour les groupes quantiles, nous n'avons pas fait de distinction de zone (A, B1 B2) pour les estimations locales comme c'était le cas pour les estimations nationales. De manière générale on retrouve les résultats nationaux. L'impact est surtout présent pour les terrains en dessous du troisième quartile. À l'exception de la région Ouest, les terrains les plus chers ne sont pas impactés par le dispositif Scellier, contrairement aux terrains dont le prix se trouve en dessous du premier quartile, dont l'impact est toujours positif et significatif pour toutes les régions concernant les estimations sur deux ans.

Contrairement au groupe de communes adjacentes B2, la zone Ouest possède un impact positif et significatif, pour tous les quartiles. Cet impact intervient principalement en 2010. La région Méditerranée reste celle où les différences de prix sont les plus fortes entre groupe de contrôle et groupe de traitement.

TABLE 6 – Doubles différences locales sur le prix au mètre carré

	2007 et 2008		2008 et 2009		2009 et 2010		2008 et 2010	
	Est.	E.T.	Est.	E.T.	Est.	E.T.	Est.	E.T.
Zone Nord								
Communes C vs. B2	1,749	2,374	-0,043	2,458	5,243*	2,875	5,200*	2,919
Communes adjacentes zone B2	-5,457	4,249	2,750	4,855	8,660*	4,828	11,411**	4,909
Zone Ouest								
Communes C vs. B2	2,013	2,442	-1,774	2,590	4,606	3,378	2,832	3,743
Communes adjacentes zone B2	-0,744	3,422	-0,659	3,184	0,363	2,986	-0,296	3,346
Zone Sud-Ouest								
Communes C vs. B2	0,171	3,541	1,414	2,907	1,496	3,835	2,910	3,253
Communes adjacentes zone B2	3,584	4,538	4,368	3,878	6,146	4,731	10,514**	4,225
Zone Méditerranée								
Communes C vs. B2	-8,308	8,918	10,943	8,198	19,798***	7,588	30,741***	9,247
Communes adjacentes zone B2	-17,495*	10,287	24,055**	9,860	7,329	10,336	31,384***	11,424
Zone Rhône-Alpes								
Communes C vs. B2	-7,765	5,030	-0,219	4,638	10,934*	5,614	10,714*	5,667
Communes adjacentes zone B2	-8,405	7,126	-2,218	6,356	9,674	8,178	7,456	8,237
Zone Est								
Communes C vs. B2	-4,046	6,311	10,910**	5,130	-9,209*	4,744	1,701	4,371
Communes adjacentes zone B2	-2,029	8,891	17,652**	7,128	-16,225**	7,582	1,426	7,724
Zone Paris								
Communes C vs. B2	7,371	6,077	-0,886	5,431	5,763	6,270	4,877	5,324
Communes adjacentes zone B2	-2,217	10,068	5,614	7,022	12,953*	7,716	18,568**	8,882

Inférence robuste cluster : \*\*\*  $p < 0.01$  ; \*\*  $p < 0.05$  ; \*  $p < 0.1$

TABLE 7 – Doubles différences locales sur le prix au mètre carré avec groupes quantiles

	2007 et 2008		2008 et 2009		2009 et 2010		2008 et 2010	
	Est.	E.T.	Est.	E.T.	Est.	E.T.	Est.	E.T.
Zone Nord								
m<F(0,25)	0,077	0,787	-1,984***	0,729	7,396***	1,145	5,412***	1,113
F(0,25)<m<F(0,75)	1,754	2,464	2,44	2,546	4,517	2,765	6,958**	2,791
m>F(0,75)	2,599	10,065	8,275	9,567	5,087	8,911	13,362	10,104
Zone Ouest								
m<F(0,25)	0,263	1,024	0,05	0,913	4,391***	1,024	4,440***	1,066
F(0,25)<m<F(0,75)	1,659	2,69	0,315	2,402	9,342***	3,119	9,657***	3,428
m>F(0,75)	0,772	9,909	-3,73	9,705	26,850***	8,415	23,120**	9,672
Zone Sud-Ouest								
m<F(0,25)	-1,389*	0,728	2,696***	0,778	1,472	0,981	4,168***	1,091
F(0,25)<m<F(0,75)	-3,074	3,448	4,108	2,974	6,548	4,256	10,657**	4,952
m>F(0,75)	-37,949***	11,398	1,877	12,463	14,808	12,782	16,685	13,517
Zone Méditerranée								
m<F(0,25)	-3,456***	1,24	3,627***	1,251	18,536***	1,75	22,163***	1,801
F(0,25)<m<F(0,75)	-14,955**	7,024	15,087**	7,111	17,405***	6,512	32,492***	6,784
m>F(0,75)	-39,053***	10,42	7,375	12,468	-6,008	14,468	1,367	12,808
Zone Rhône-Alpes								
m<F(0,25)	-3,145**	1,488	0,867	1,372	11,449***	1,341	12,317***	1,596
F(0,25)<m<F(0,75)	-10,609**	4,616	3,967	4,511	11,696**	4,947	15,663***	5,24
m>F(0,75)	-30,139***	10,446	3,39	11,444	10,217	13,484	13,606	12,425
Zone Est								
m<F(0,25)	1,41	1,011	4,196***	1,215	2,688	2,237	6,884***	2,173
F(0,25)<m<F(0,75)	-6,693	5,791	8,571	5,323	-11,661**	4,814	-3,09	4,286
m>F(0,75)	-47,086***	14,607	29,830**	14,008	-53,495***	14,983	-23,665	14,437
Zone Paris								
m<F(0,25)	1,291	1,653	2,466*	1,389	7,764***	1,632	10,230***	1,76
F(0,25)<m<F(0,75)	4,377	6,871	2,121	5,833	2,099	5,707	4,22	6,303
m>F(0,75)	-12,062	28,133	0,278	20,88	-22,395	20,919	-22,116	29,661

Inférence robuste cluster : \*\*\* p&lt;0.01 ; \*\* p&lt;0.05 ; \* p&lt;0.1

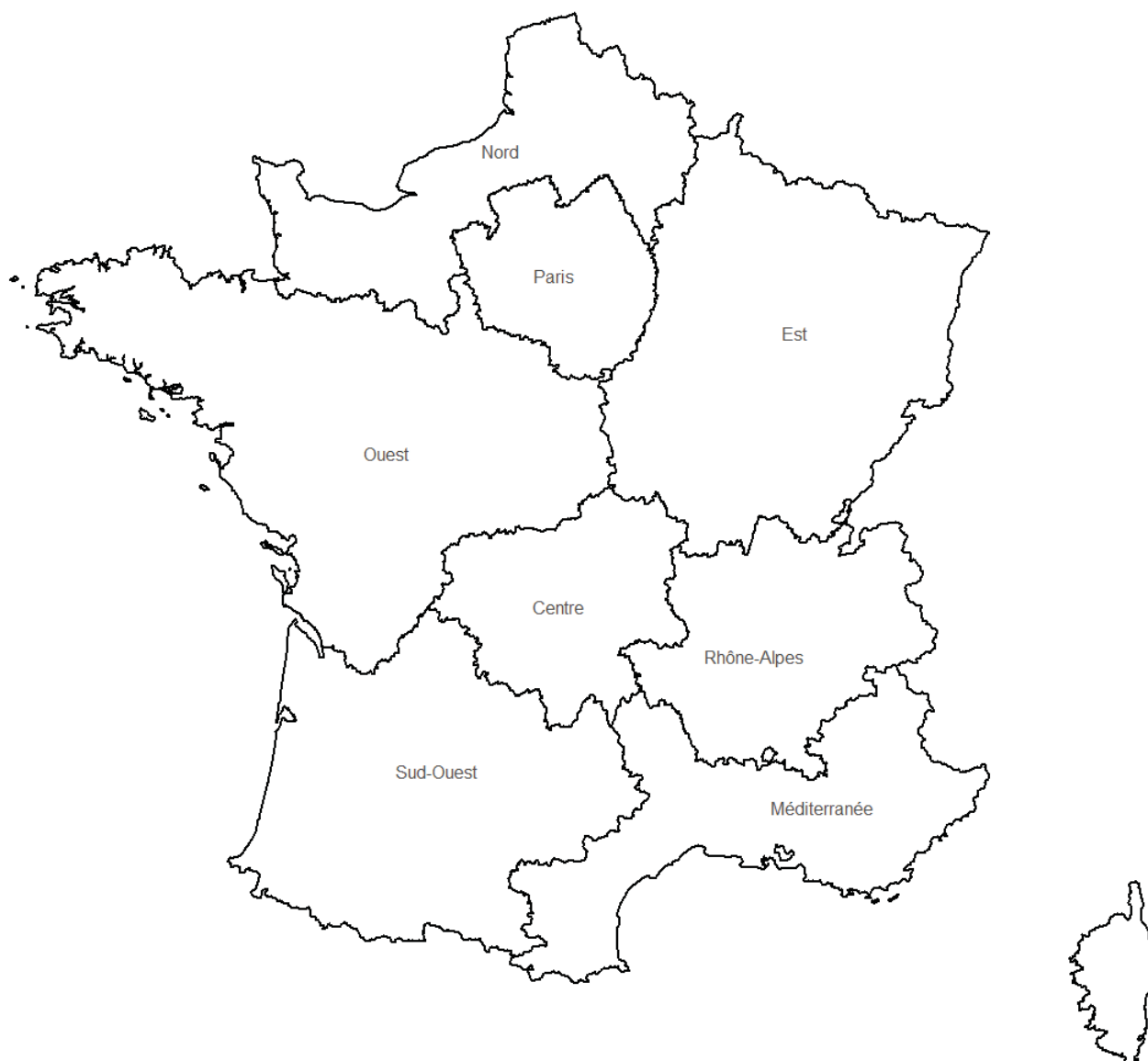


FIGURE 9 – Découpage de la France en zones

## 6 Conclusions

Le dispositif issu de la loi dite Scellier impacte bien le prix des terrains à bâtir. Nous avons montré que cet impact pouvait varier de 5 euros à 30 euros supplémentaires au mètre carré. Cependant cet impact est hétérogène à la fois structurellement et localement. Structurellement, car les ventes au dessus du dernier quartile ne semblent pas impactées par la mesure alors que les ventes en dessous du premier quartile le sont toujours. Localement, car le niveau de l'impact est différent selon la situation de la vente dans l'espace métropolitain. Ce sont les régions les plus tendues qui ont vu leurs prix progresser le plus rapidement et, en particulier, la grande région Méditerranée où la loi Scellier semble avoir représentée une aubaine pour les propriétaires de terrains constructibles.

Afin de mesurer l'impact du dispositif nous avons mis en place un protocole de recherche novateur basant la construction des groupes de contrôle sur une sélection des ventes précédant la mise en place du dispositif et sur l'hypothèse de rang des quantiles. Cette stratégie semble prometteuse, pour qui possède suffisamment d'information passée, afin de satisfaire la condition d'égalité des tendances sous-jacentes à l'estimation par double différence.

L'autre apport moins évident de cette étude est l'emploi de la base de données BNDP pour une étude de nature statistique et quantitative. Créée à l'origine pour être juste une base d'enregistrement et de consultation, elle peut faire l'objet d'études quantitatives au prix d'un gros travail sur l'intégration des données.

## Références

- O. Ashenfelter and D. Card. Using the longitudinal structure of earnings to estimate the effect of training programs. *The Review of Economics and Statistics*, pages 648–660, 1985.
- ADEUPa Brest. Impact de l'investissement locatif neuf sur le marché locatif et les transactions dans le finistère. Technical report, ANIL-DIL ADEUPa, 2008.
- R.A. Fisher. The design of experiments. 1935.
- Jean-Yves Le Bouillonnet François Scellier. Rapport d'information n 1088 sur l'évaluation des dispositifs fiscaux d'encouragement à l'investissement locatif. Technical report, Assemblée Nationale, 2008.
- P.W. Holland. Statistics and causal inference. *Journal of the American Statistical Association*, pages 945–960, 1986.
- M. Lechner. The estimation of causal effects by difference-in-difference methods. *University of St. Gallen Department of Economics working paper series*, 28, 2010.
- B.D. Meyer, W.K. Viscusi, and D.L. Durbin. Workers' compensation and injury duration : Evidence from a natural experiment. *The American Economic Review*, pages 322–340, 1995.
- B.Gay et J.R.Barthélemy M.Rigaud. L'investissement locatif et le dispositif "de robien" en rhône alpes. Technical report, DRE Rhône Alpes, 2008.
- J. Neyman. On the application of probability theory to agricultural experiments. essay on principles. section 9. translation of excerpts by d. dabrowska and t. speed. *Statistical Science*, 6(1990) :462–47, 1923.
- W. H Rogers. Regression standard errors in clustered samples. *Stata Technical Bulletin*, 13 :19–23, 1993.
- D.B. Rubin. Matching to remove bias in observational studies. *Biometrics*, pages 159–183, 1973.
- D.B. Rubin. Assignment to treatment group on the basis of a covariate. *Journal of Educational and Behavioral statistics*, 2(1) :1–26, 1977.
- R. L. Williams. A note on robust variance estimation for cluster correlated data. *Biometrics*, 56 :645–646, 2000.



# Annexes

## A La base de données

Malgré le soin apporté à l'extraction, nous constatons que la DGFIP n'a pas été en mesure de fournir une extraction exhaustive, puisqu'une partie des transactions répertoriées dans la base PERVAL n'est pas enregistrée dans notre extraction de la base BNDP. Le faible nombre d'informations disponibles sur la structure de la base BNDP et des différentes tables qui la composent ainsi que son articulation rendent très difficile une analyse statistique. La base BNDP n'a pas été conçue pour cela au départ et il n'y a dès lors pas lieu de s'en étonner. Nous présentons en annexe la procédure d'intégration que nous avons suivi pour construire une base exploitable pour une application statistique.

### A.1 Intégration des données

L'extraction de la base BNDP a été fournie sous la forme de 7 fichiers au format CSV, un fichier par année de 2004 à 2010. Chaque fichier possède 40 colonnes. La première étape de l'intégration a consisté à transformer les fichiers CSV en fichier SAS puis à les compiler pour disposer d'un fichier unique. La volumétrie et la comparaison avec la base PERVAL suggèrent que l'extraction de la base BNDP est loin d'être exhaustive.

Nous définissons une vente dans la base BNDP par un identifiant unique qui est la concaténation du « code sages C. H. » et de la « référence de publication ». Chaque identifiant unique représente une et une seule mutation ou vente de terrain.

La base de travail

Il nous paraît important de préciser en détail les différentes étapes pour aboutir à la base de travail issue de l'extraction BNDP, c'est-à-dire une base exploitable statistiquement avec une seule ligne par mutation.

1. La première étape a consisté à compiler les données par année en un seul fichier. Chaque fichier par année ayant une structure strictement identique, aucune manipulation sur les données n'a été effectuée.
2. Nous avons ensuite intégré les labels des variables, transformé les dates pour les rendre exploitables et supprimé des variables inutiles.
3. Nous supprimons ensuite toutes les lignes strictement en double, c'est-à-dire les lignes ayant exactement la même valeur pour chaque variable.
4. Nous supprimons ensuite les observations qui correspondent à des mutations dans les départements d'outre-mer.
5. Nous créons un identifiant unique de parcelle de la manière suivante :  
Année de la vente || Mois de la vente || code commune || Préfixe section || code section||  
n. plan
6. Nous créons un identifiant de vente : code sages C. H. || référence de publication.
7. Nous calculons le prix de vente en sommant tous les prix distincts pour chaque mutation identifiée par l'identifiant unique.
8. Nous supprimons toutes les lignes ayant un identifiant parcelle en double . En d'autres mots nous ne gardons qu'une ligne par parcelle vendue.

9. Nous calculons la surface de la vente en sommant toutes les surfaces des parcelles différentes d'une même vente.
10. Nous supprimons toutes les lignes ayant un identifiant de vente en double.
11. Nous sommes donc en présence d'une base ayant une ligne par vente avec comme prix de vente la somme des prix de vente distincts et comme surface la somme des surfaces des différentes parcelles. Nous calculons le prix au mètre carré.
12. Nous supprimons les observations ayant un prix au mètre carré supérieur à 600 € et inférieur à 0,2 €.
13. Nous associons à la base ainsi obtenue les données communales.

## A.2 La volumétrie en détail

La volumétrie indique que pour un total de 1,7 million de lignes, 552 066 lignes sont strictement identiques (pour toutes les valeurs de chacune des variables) et que l'on peut les supprimer puisqu'elles ne comportent aucune information supplémentaire, soit un total de 1,2 million de lignes différentes. Sur ces 1,2 millions de lignes différentes, il existe seulement 470 321 mutations différentes, c'est-à-dire ayant un identifiant unique tel que nous l'avons défini.

## A.3 Le prix de vente HT ou TTC

L'appariement entre la base PERVAL et l'extraction BNDP nous a aussi permis de mieux comprendre à quoi correspondaient exactement les prix de vente de la base BNDP. En comparant avec les données PERVAL, nous observons qu'un grand nombre de mutations se font sans payer de taxes, le prix hors-taxa étant alors égal au prix TTC. Dans la base BNDP, le seul prix que l'on possède est le prix TTC et il n'est pas possible de reconstruire un prix hors-taxa. Néanmoins, nous ne pensons pas que le fait d'utiliser un prix TTC puisse biaiser nos résultats.

## A.4 BNDP vs. PERVAL

Nous sommes en possession des données PERVAL pour les années 2000, 2002, 2004, 2006 et 2008. Nous avons donc 3 années en commun avec la base BNDP (2004, 2006 et 2008). Afin de bien comprendre comment fonctionne la base BNDP, nous avons identifié les mutations PERVAL dans la base BNDP et inversement. Pour cela, nous avons créé pour chaque base une clé de la manière suivante :

Année vente || Mois vente || code commune || Préfixe section || code section || num. de plan

Toutes ces variables étant présentes dans les deux bases et identifiant une seule mutation, nous avons pu apparier les deux bases. Il y a bien sûr quelques erreurs de saisie ou quelques différences techniques entre les deux bases, mais en général cette méthode fonctionne. Nous avons constaté que des mutations existaient dans l'extraction BNDP et non dans la base PERVAL, mais qu'il existait aussi un grand nombre de mutations dans la base PERVAL non présentes dans la base BNDP.

82 % des mutations enregistrées dans PERVAL en 2004, 38 % en 2006 et 52 % en 2008 n'ont pas leur correspondant dans notre extraction BNDP. Ce qui veut dire que pour 2004 et 2006 et dans une moindre mesure pour 2008, notre extraction est loin d'être exhaustive.

## A.5 La surface en question

PERVAL et BNDP ne comptabilisent pas la surface de la même manière. Notons dans un premier temps que les structures mêmes des bases entraînent des différences. En effet, dans BNDP il existe une ligne (ou plus) par parcelle vendue. Pour connaître la surface de la vente (qui peut être effectuée sur plusieurs parcelles), il faut sommer l'ensemble des surfaces des parcelles distinctes qui sont incluses dans une vente. Nous définissons une vente dans la base BNDP par un identifiant unique qui est la concaténation du « code sages C. H. » et de la « référence de publication ». Dans la base PERVAL, constituée d'une seule ligne par vente, il n'existe qu'une seule parcelle cadastrale dans la base même si la vente porte sur plusieurs parcelles.

Par exemple, nous identifions une vente à la fois dans PERVAL et BNDP. Elle porte sur les parcelles 1504 et 1507 de la carte 10. Dans PERVAL, seule la parcelle 1504 est renseignée. La surface du terrain correspond à la somme des superficies des parcelles 1504 et 1507. Dans la base BNDP, il existe une ligne pour la parcelle 1504, une pour la parcelle 1507 mais également une ligne pour la parcelle 1508 (pour le droit de passage jusqu'à la maison). Pour chacune des lignes, apparaît le prix global de vente et la surface de chaque parcelle. Ainsi, la surface totale correspondant à la vente est la somme des surfaces enregistrées sur trois lignes. Cette somme pour la BNDP est différente de la surface dans PERVAL où manque la surface de la parcelle 1508. La difficulté est qu'il nous est impossible de déterminer de manière systématique les parcelles qui correspondent à un droit de passage. Ces différences entre les bases ont pour conséquence de fournir un prix moyen au mètre carré plus faible pour BNDP que pour PERVAL.



FIGURE 10 – Illustration du calcul de la surface

## B Statistiques descriptives détaillées

Dans le tableau 8 nous présentons le nombre de ventes par zone et par année, ainsi que le prix de vente au mètre carré moyen par zone et par année. Les effectifs sont suffisamment important pour avoir une bonne idée de l'évolution des prix au mètre carré. Le tableau 9 présente les mêmes statistiques mais pour le logarithme du prix au mètre carré.

TABLE 8 – Prix moyen au mètre carré par année et par zone

	2004		2005		2006		2007		2008		2009		2010	
	n	M (EC)	n	M (EC)	n	M (EC)	n	Moy (EC)	n	Moy (EC)	n	Moy (EC)	n	Moy (EC)
Zone A	1014	154 (98)	1151	168 (107)	1262	196 (129)	1441	214 (137)	1486	228 (148)	1506	229 (149)	1443	233 (148)
Zone B1	2834	109 (78)	3769	117 (83)	5438	144 (105)	6525	161 (121)	6711	160 (119)	6265	165 (121)	5736	187 (123)
Zone B2	6748	71 (56)	10971	74 (61)	13829	81 (70)	15499	93 (76)	16174	99 (82)	13056	103 (84)	13211	114 (86)
Zone C	21325	33 (32)	39132	36 (35)	53007	39 (38)	62394	46 (45)	60726	51 (52)	42061	52 (53)	40207	56 (54)

n : nombre de ventes ; Moy : Moyenne ; EC : écart-type

TABLE 9 – Moyenne du logarithme du prix au mètre carré par année et par zone

	2004		2005		2006		2007		2008		2009		2010	
	n	M (EC)	n	M (EC)	n	M (EC)	n	Moy (EC)	n	Moy (EC)	n	Moy (EC)	n	Moy (EC)
Zone A	1014	4,824 (0,721)	1151	4,885 (0,796)	1262	4,998 (0,884)	1441	5,093 (0,865)	1486	5,123 (0,959)	1506	5,122 (0,954)	1443	5,164 (0,942)
Zone B1	2834	4,404 (0,878)	3769	4,469 (0,88)	5438	4,659 (0,903)	6525	4,72 (1,012)	6711	4,697 (1,067)	6265	4,737 (1,065)	5736	4,939 (0,937)
Zone B2	6748	3,933 (0,897)	10971	3,971 (0,896)	13829	4,043 (0,929)	15499	4,186 (0,954)	16174	4,231 (1,009)	13056	4,26 (1,024)	13211	4,408 (0,955)
Zone C	21325	3,013 (1,111)	39132	3,104 (1,098)	53007	3,191 (1,075)	62394	3,369 (1,097)	60726	3,428 (1,183)	42061	3,427 (1,227)	40207	3,518 (1,207)

n : nombre de ventes ; Moy : Moyenne ; EC : écart-type

## C Groupes quantiles

Les tableaux 10 à 12 nous donne le nombre de vente de terrain par année et par groupe. Nous constatons que pour chaque groupe de traitement, le groupe de contrôle correspondant possède un nombre suffisant d'élément.

Les figures 11 à 19 présentent de manière graphique l'évolution de la variance en fonction des quantiles et l'évolution des moyennes du quantile (ou des quantiles) ayant produit la variance la plus faible. Ces courbes sont intéressantes à double titre. D'une part, elles montrent qu'il existe une vraie relation entre la variance et les quantiles. Le groupe de contrôle diffère d'une définition aléatoire. D'autre part, nous pouvons constater que c'est pour les définitions des groupes inférieurs au premier quartile que la valeur de la variance est la plus faible.

Année	Zone A		Zone B1		Zone B2	
	Contrôle	Traitement	Contrôle	Traitement	Contrôle	Traitement
2004	9809	253	4905	706	9167	1687
2005	18001	288	8760	942	16827	2743
2006	23967	315	12192	1359	22553	3457
2007	28698	360	14351	1631	26826	3875
2008	27934	371	13795	1678	26112	3993
2009	19348	376	9401	1566	18086	3264
2010	18495	361	9248	1434	17289	3303

TABLE 10 – Effectifs des groupes quantiles inférieur premier quartile

Année	Zone A		Zone B1		Zone B2	
	Contrôle	Traitement	Contrôle	Traitement	Contrôle	Traitement
2004	2131	506	5330	1396	13820	3374
2005	3909	575	9782	1885	25389	5485
2006	5295	625	13234	2718	34330	6839
2007	6238	721	15585	3263	40370	7702
2008	5973	742	15153	3355	39462	8069
2009	4204	752	10514	3132	27339	6523
2010	4013	721	10051	2868	26134	6605

TABLE 11 – Effectifs des groupes quantiles intervalle inter-quartile



Année	Zone A		Zone B1		Zone B2	
	Contrôle	Traitement	Contrôle	Traitement	Contrôle	Traitement
2004	213	253	213	708	1919	1687
2005	391	288	391	942	3522	2743
2006	530	315	530	1358	4771	3455
2007	624	360	624	1631	5615	3865
2008	607	371	607	1678	5465	4043
2009	421	376	421	1565	3784	3256
2010	402	361	402	1434	3576	3303

TABLE 12 – Effectifs des groupes supérieur dernier quartile



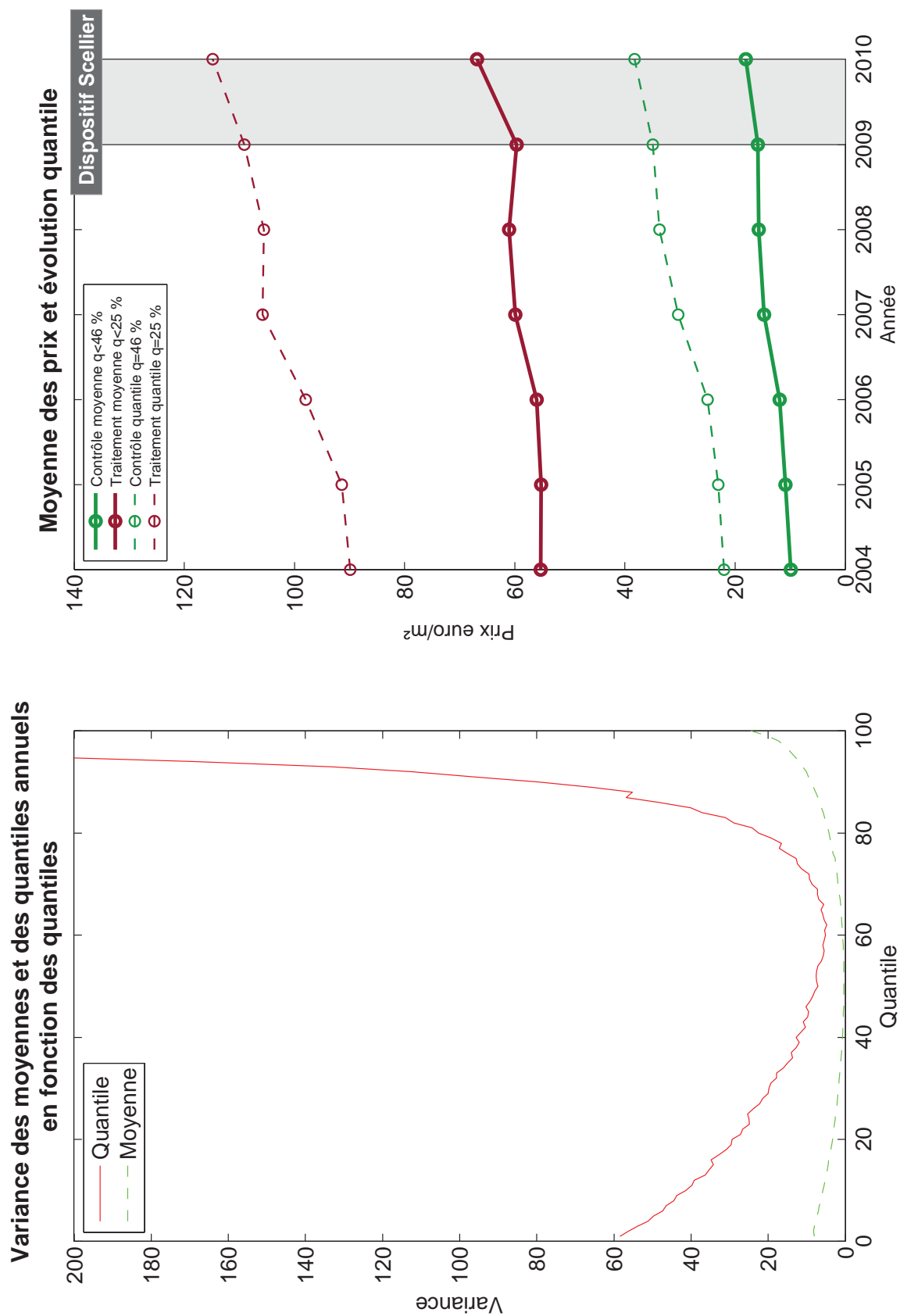


FIGURE 11 – Groupes quantiles inférieur au premier quantile pour la zone A

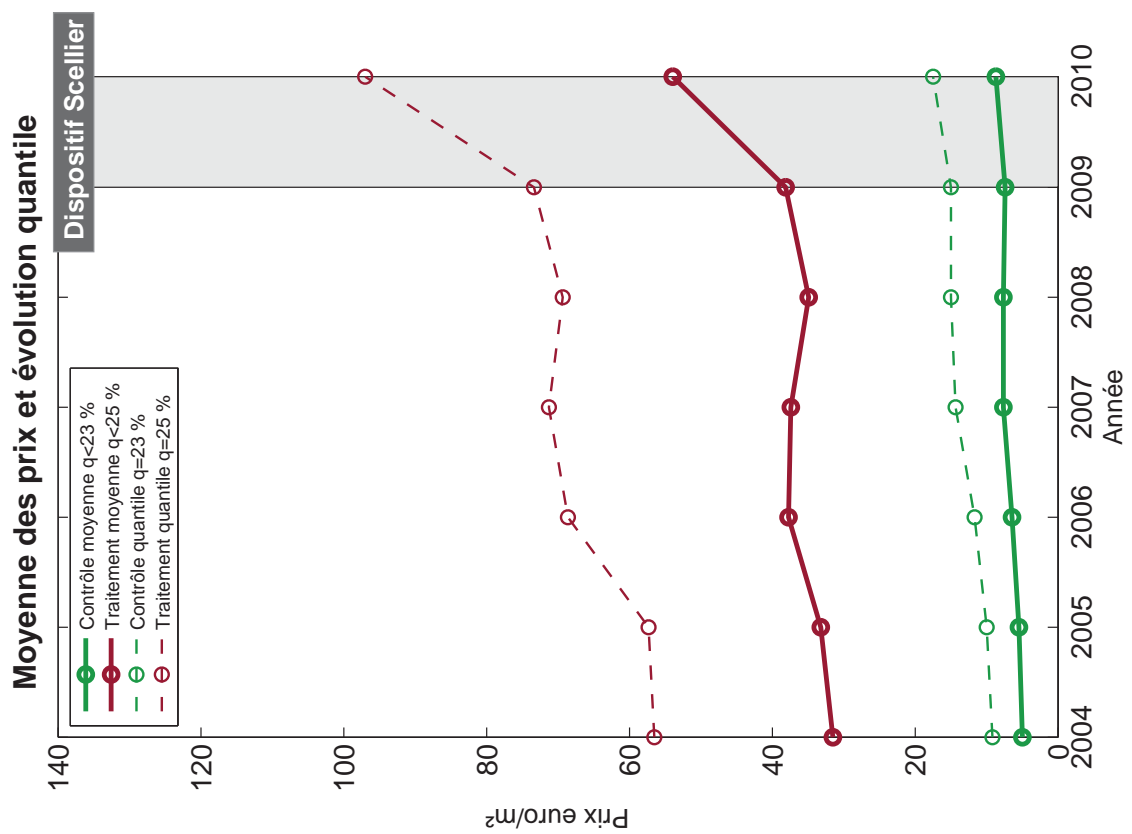
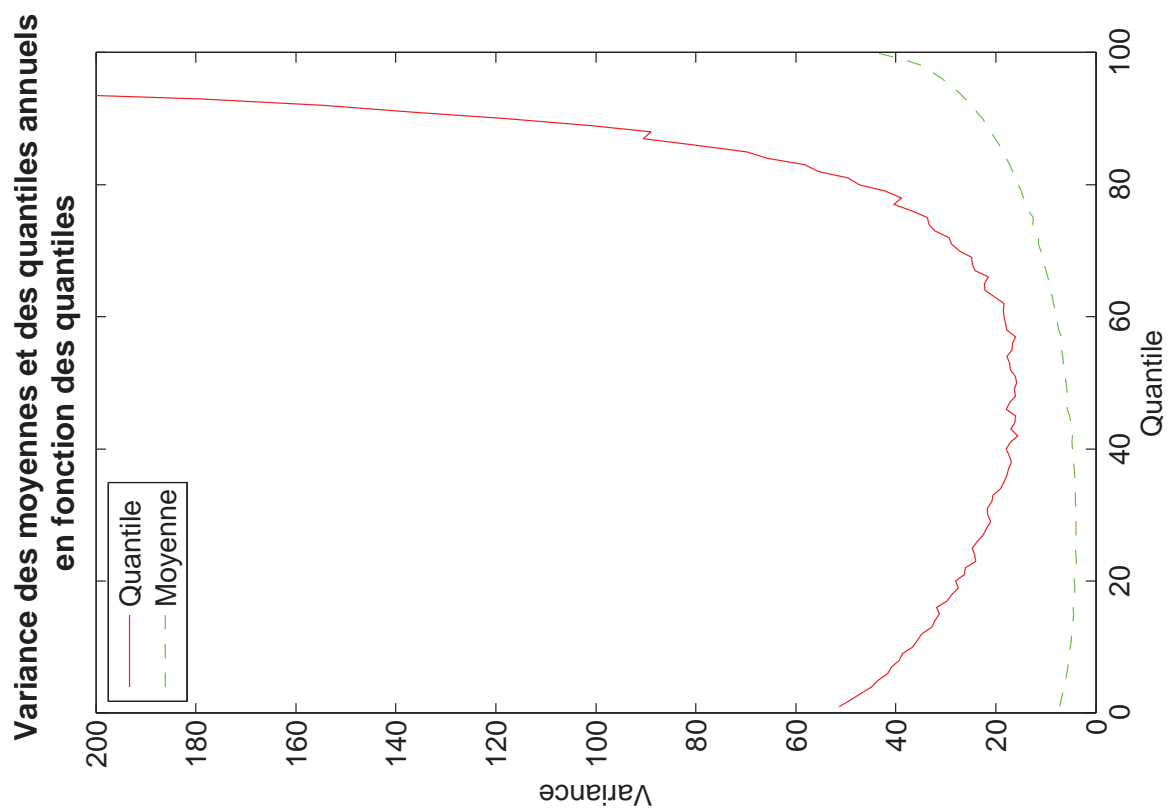


FIGURE 12 – Groupes quantiles inférieur au premier quantile pour la zone B1

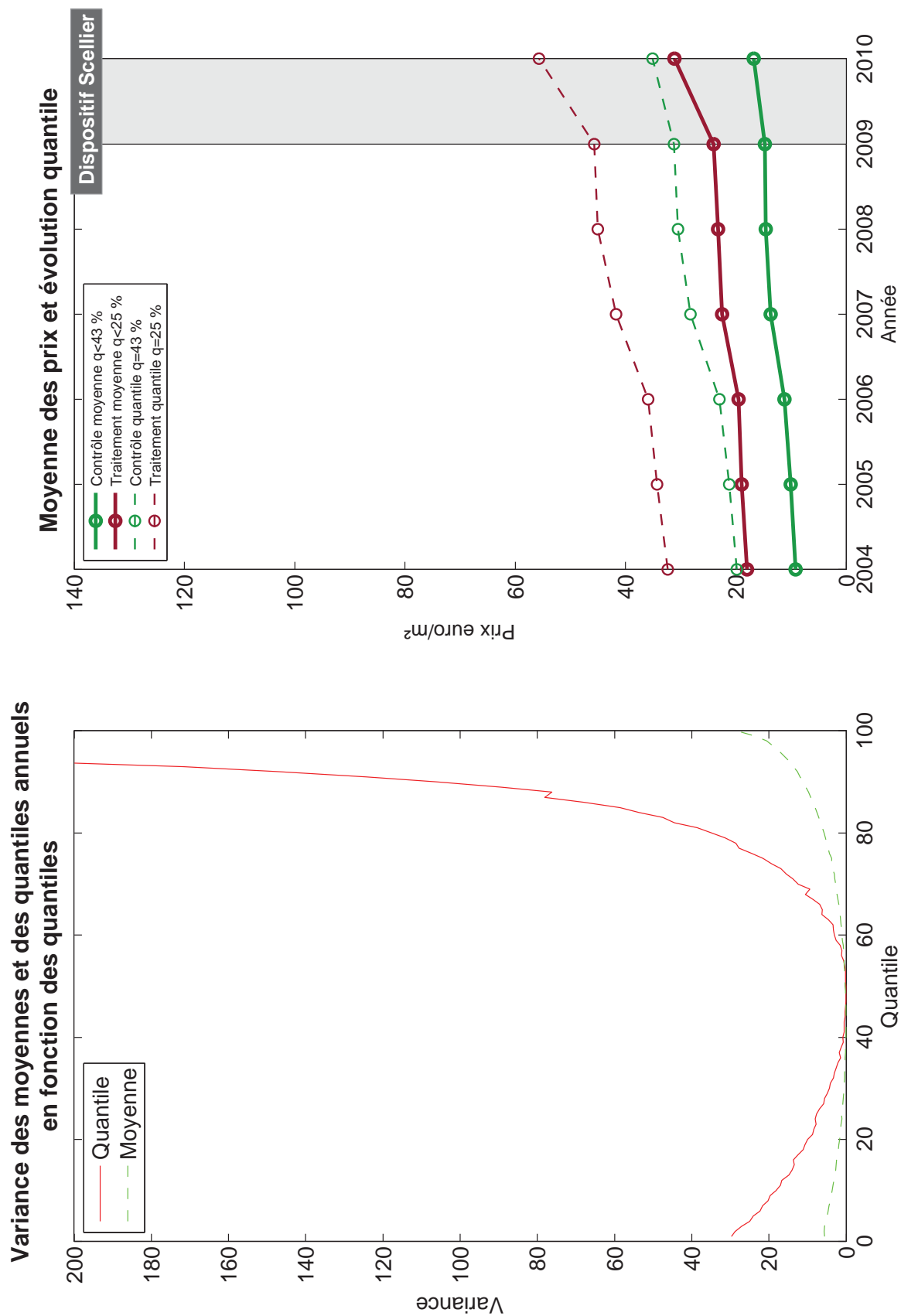


FIGURE 13 – Groupes quantiles inférieur au premier quantile pour la zone B2

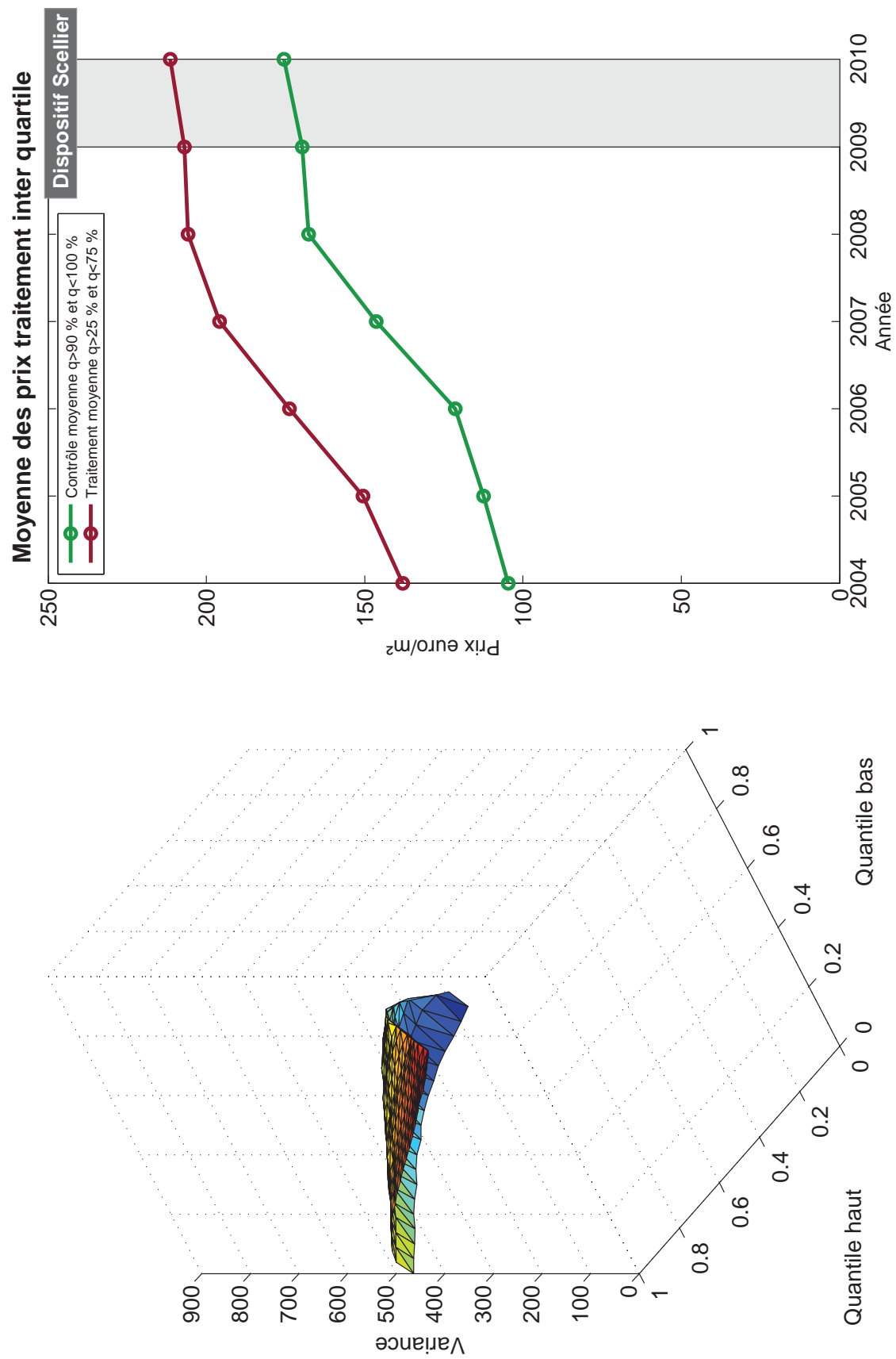


FIGURE 14 – Groupes quantiles intervalle inter-quartile pour la zone A

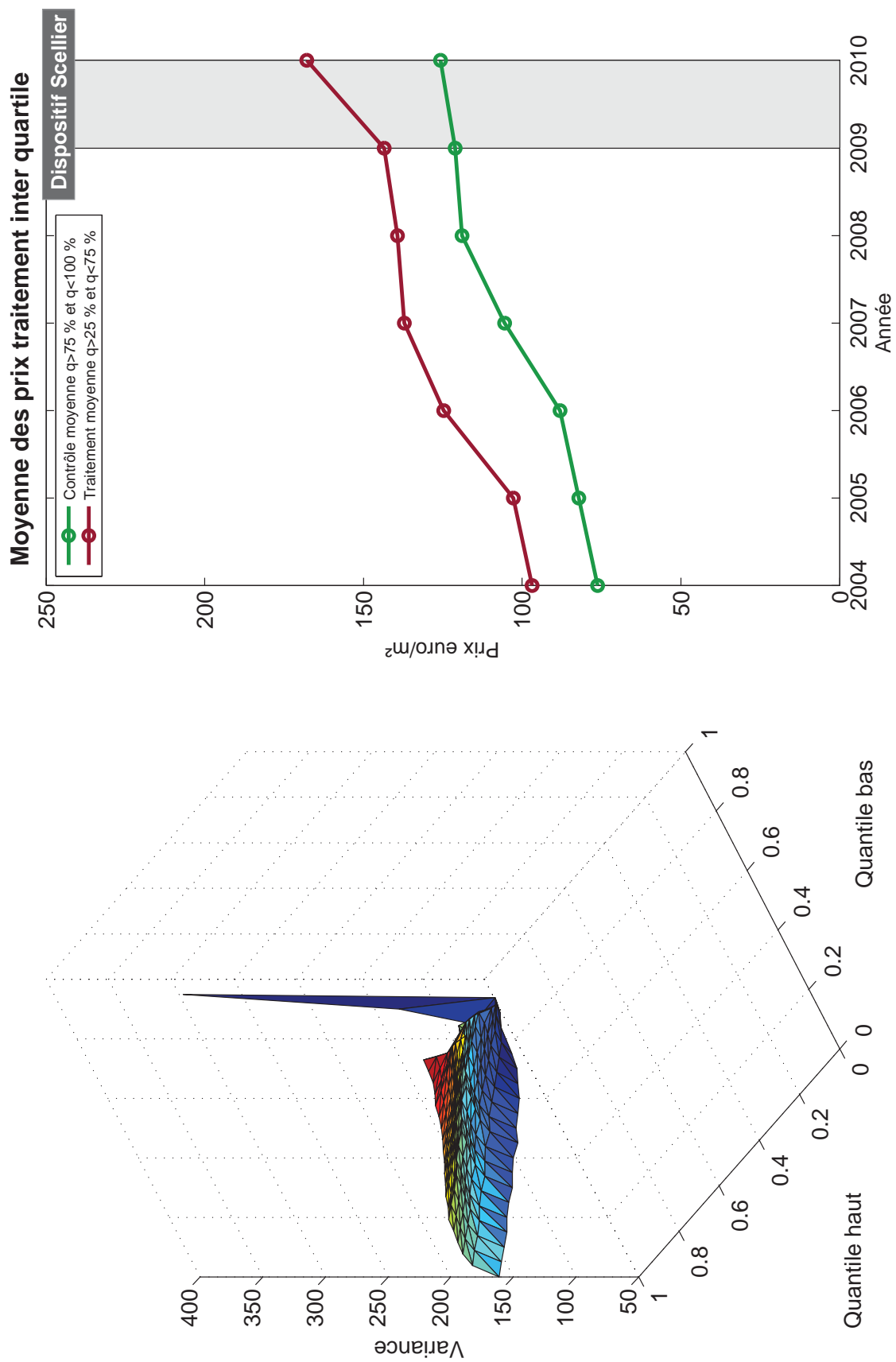


FIGURE 15 – Groupes quantiles intervalle inter-quartile pour la zone B1

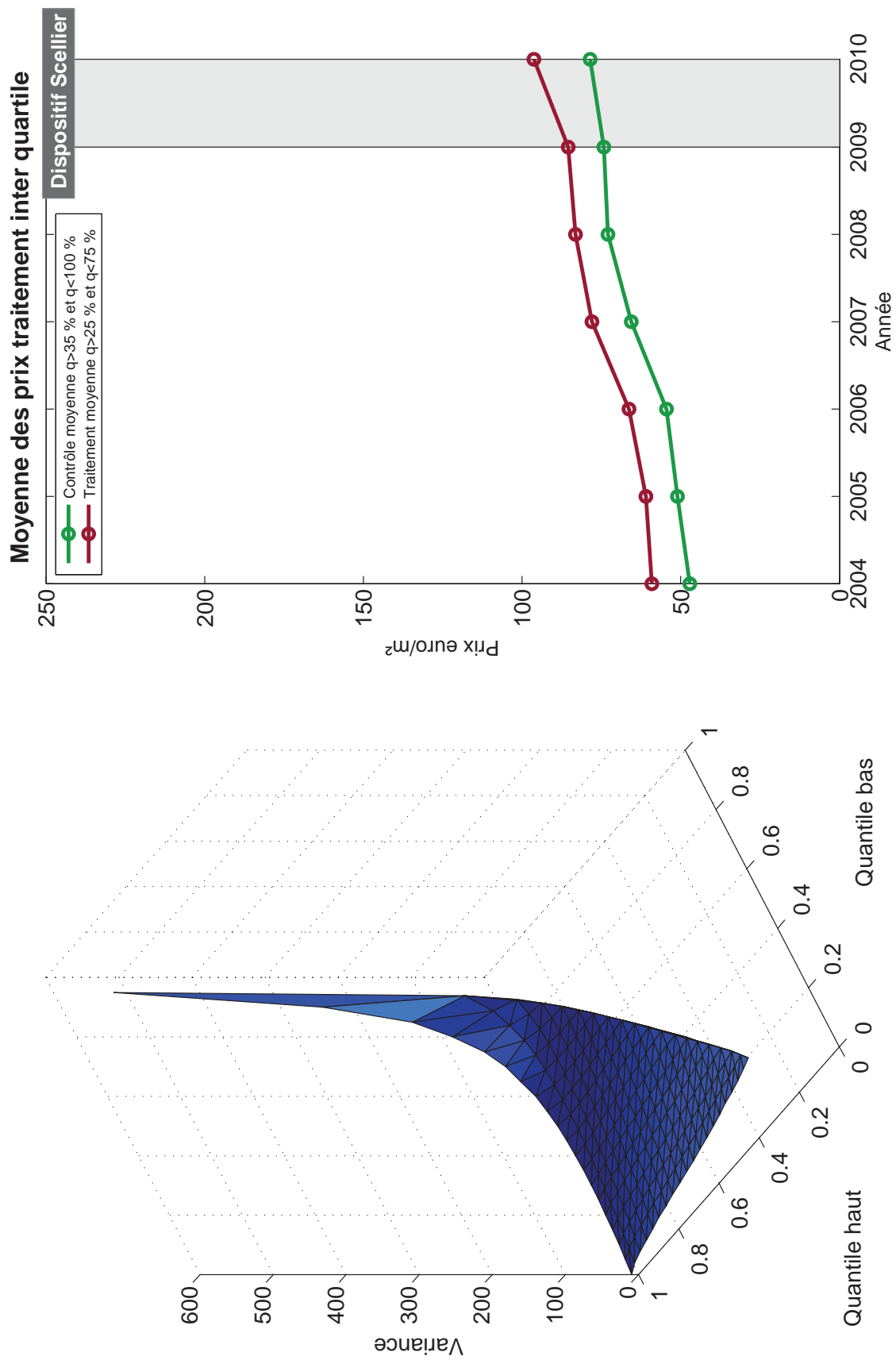


FIGURE 16 – Groupes quantiles intervalle inter-quartile pour la zone B2



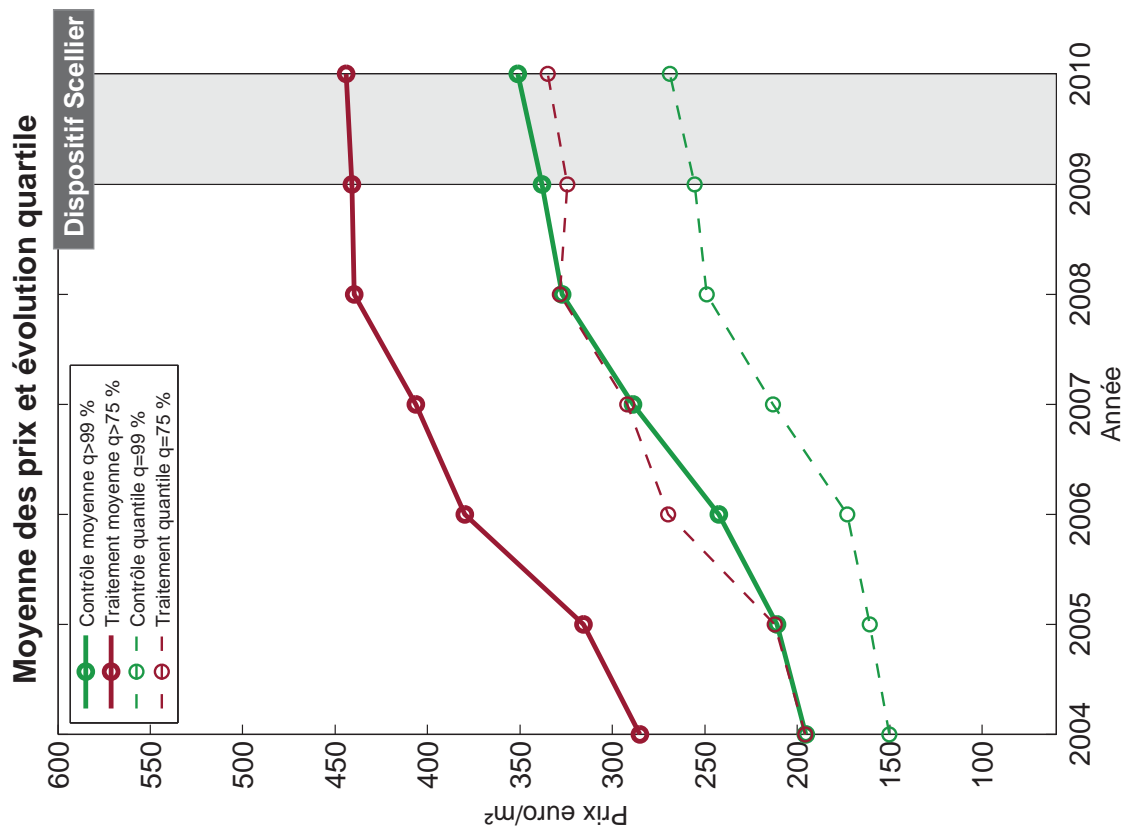
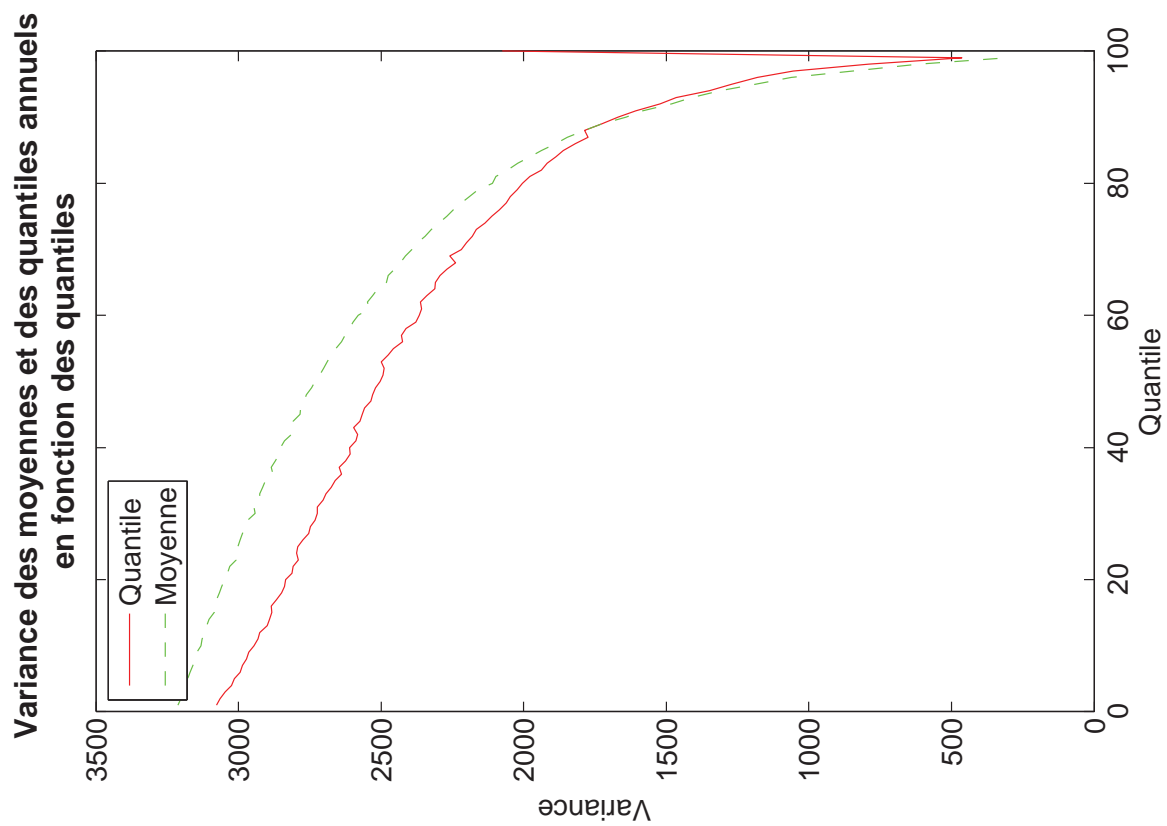


FIGURE 17 – Groupes quantiles supérieur au dernier quartile pour la zone A

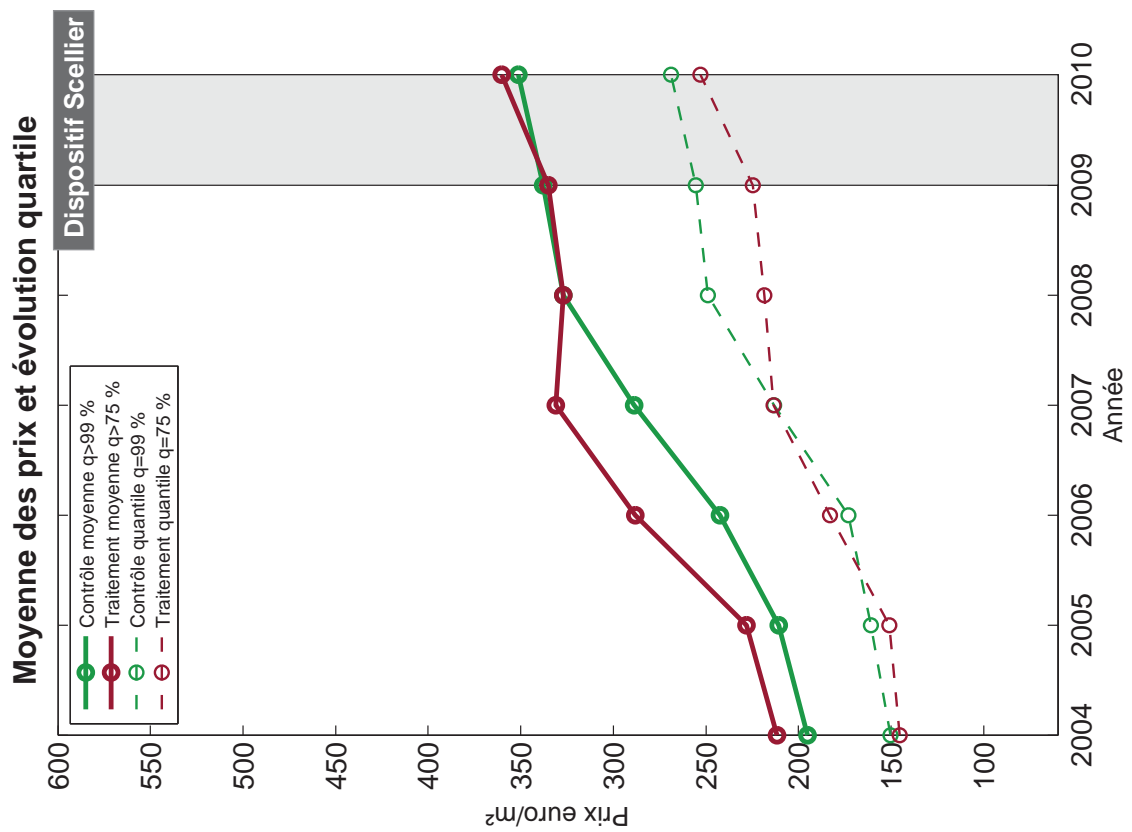
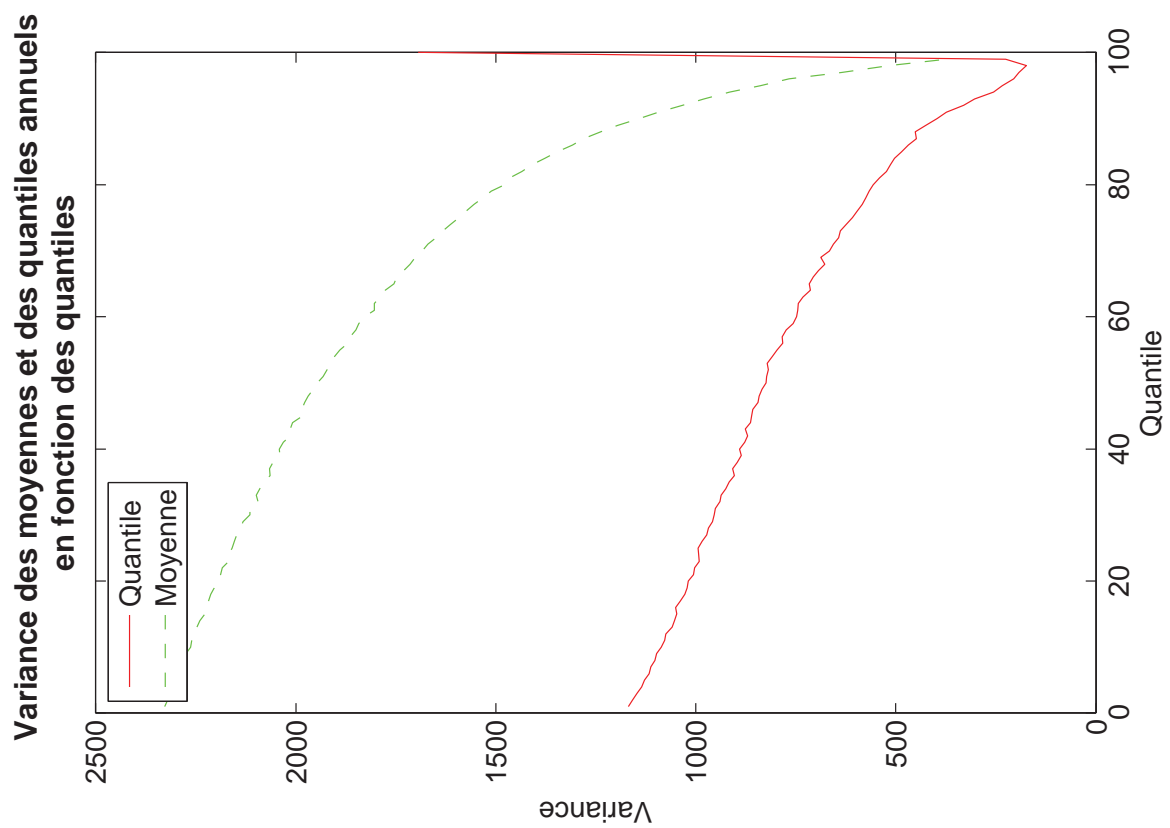


FIGURE 18 – Groupes quantiles supérieur au dernier quartile pour la zone B1

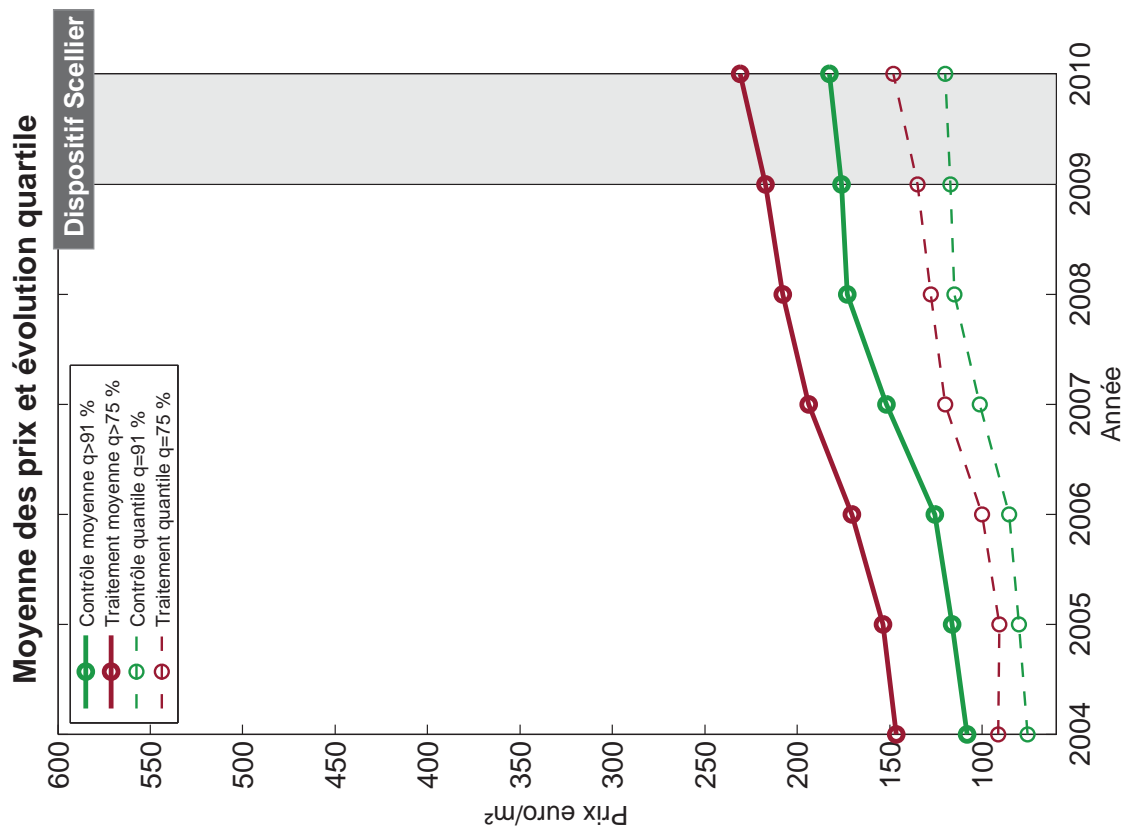
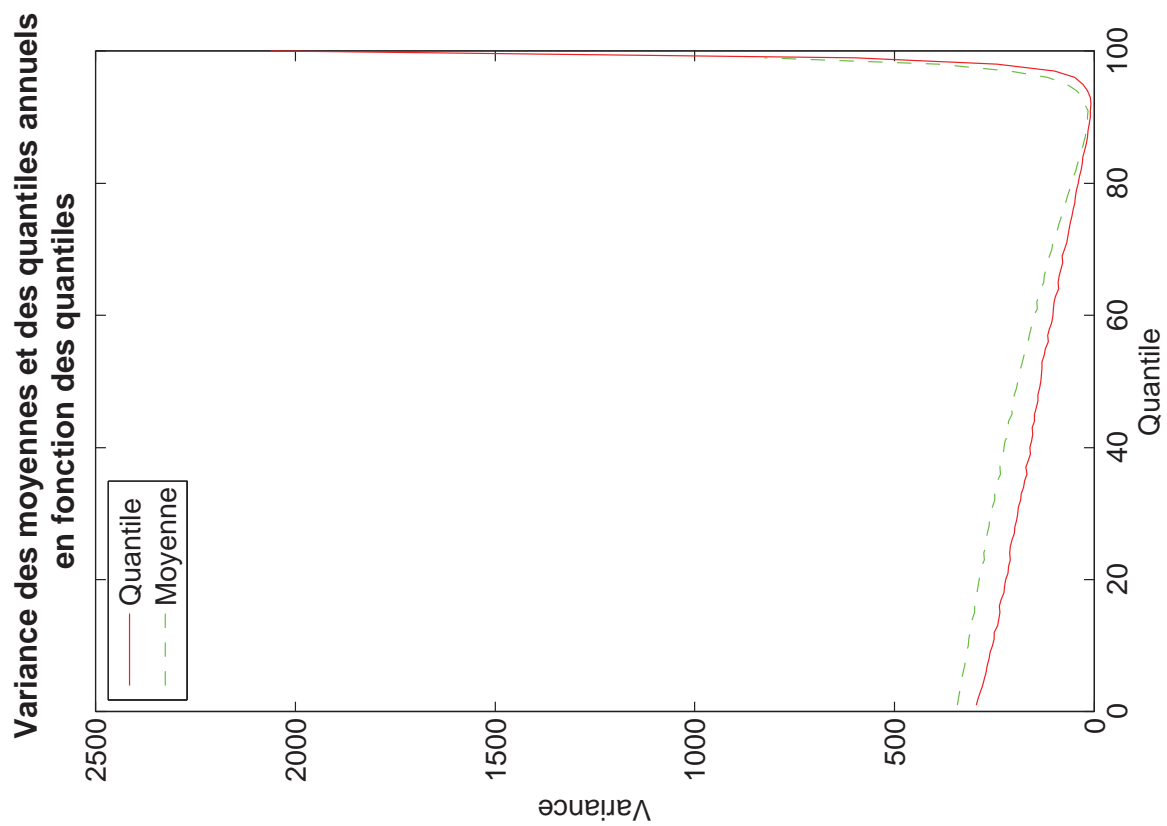


FIGURE 19 – Groupes quantiles supérieur au dernier quartile pour la zone B2

## D Variables de contrôle

Toutes les variables de contrôle que nous incorporons dans nos estimations par double différence sont mesurées au niveau communal. Elles représentent les différentes caractéristiques structurelles des communes.

Il y a la catégorie ZAUER de l'INSEE en 5 modalités :

- Communes appartenant à un pôle urbain (modalité de référence),
- Communes monopolarisées,
- Communes multipolarisées,
- Communes appartenant à un pôle d'emploi de l'espace rural,
- Communes appartenant à la couronne d'un pôle d'emploi de l'espace rural.

Nous avons ensuite le potentiel fiscal 4 taxes par habitant en 2008 et le pourcentage de ménage imposable en 2007 qui mesurent la richesse d'une commune et de ses habitants. Pour la disponibilité foncière, nous introduisons la densité de population en 2007. En fin pour les effets spatiaux, nous incorporons une variable indicatrice pour chaque grande région.

## E Résultats locaux complémentaires

TABLE 13 – Double différences locales sur le logarithme du prix au mètre carré

	2007 et 2008		2008 et 2009		2009 et 2010		2008 et 2010	
	Est.	t	Est.	t	Est.	t	Est.	t
zone Nord								
Communes C vs. B2	0,029	0,044	-0,021	0,046	0,082	0,053	0,060	0,052
Communes adjacentes zone B2	-0,082	0,075	0,051	0,09	0,107	0,094	0,158*	0,091
Zone Ouest								
Communes C vs. B2	0,007	0,034	-0,023	0,036	0,015	0,038	-0,008	0,038
Communes adjacentes zone B2	-0,019	0,052	0,009	0,049	-0,019	0,05	-0,011	0,049
Zone Sud-Ouest								
Communes C vs. B2	-0,06	0,056	0,084*	0,05	-0,017	0,062	0,068	0,059
Communes adjacentes zone B2	0,012	0,085	0,209**	0,094	0,01	0,097	0,219**	0,086
Zone Méditerranée								
Communes C vs. B2	-0,113	0,085	0,102	0,073	0,143**	0,069	0,245***	0,076
Communes adjacentes zone B2	-0,198*	0,118	0,211**	0,089	0,043	0,087	0,254***	0,098
Zone Rhône-Alpes								
Communes C vs. B2	-0,06	0,066	-0,001	0,06	0,076	0,065	0,075	0,064
Communes adjacentes zone B2	-0,04	0,097	-0,017	0,086	0,078	0,095	0,062	0,097
Zone Centre								
Communes C vs. B2	-0,006	0,086	-0,07	0,092	0,202*	0,105	0,133	0,092
Communes adjacentes zone B2	-0,173	0,119	-0,03	0,127	0,345**	0,137	0,315***	0,104
Zone Est								
Communes C vs. B2	-0,02	0,09	0,179**	0,075	-0,003	0,074	0,176**	0,08
Communes adjacentes zone B2	-0,015	0,136	0,362***	0,122	-0,165	0,154	0,197	0,142
Zone Paris								
Communes C vs. B2	0,011	0,084	-0,053	0,075	0,097	0,08	0,044	0,08
Communes adjacentes zone B2	-0,052	0,154	0,053	0,124	0,115	0,123	0,168	0,137

Inférence robuste cluster : \*\*\*  $p < 0.01$  ; \*\*  $p < 0.05$  ; \*  $p < 0.1$

TABLE 14 – Doubles différences locales du prix au mètre carré avec variables de contrôle

	2007 et 2008		2008 et 2009		2009 et 2010		2008 et 2010	
	Est.	t	Est.	t	Est.	t	Est.	t
zone Nord								
Communes C vs. B2	1,524	2,428	-1,545	2,398	6,926**	2,917	5,304*	3,011
Communes adjacentes zone B2	-5,041	4,422	-0,549	4,743	10,190**	4,877	8,828*	5,073
Zone Ouest								
Communes C vs. B2	3,196	2,501	-1,583	2,492	5,841*	3,115	4,11	3,366
Communes adjacentes zone B2	-0,009	3,564	-0,733	3,168	0,749	3,024	0,19	3,267
Zone Sud-Ouest								
Communes C vs. B2	-0,449	3,305	2,641	2,766	3,12	3,219	6,075**	2,791
Communes adjacentes zone B2	1,7	3,427	3,408	3,718	2,102	3,627	5,539	3,552
Zone Méditerranée								
Communes C vs. B2	-4,273	8,382	12,727*	7,355	17,837**	7,52	30,787***	8,232
Communes adjacentes zone B2	-15,486	9,822	24,134**	9,642	2,017	9,718	25,675**	11,088
Zone Rhône-Alpes								
Communes C vs. B2	-7,275	5,047	0,841	4,519	11,161**	5,391	12,187**	5,559
Communes adjacentes zone B2	-7,928	6,857	-2,735	6,164	10,451	7,662	7,437	7,988
Zone Centre								
Communes C vs. B2	-4,495	4,541	3,929	4,114	2,113	4,242	6,576	5,065
Communes adjacentes zone B2	-6,572	5,514	-4,018	6,762	11,346*	6,656	8,272	5,479
Zone Est								
Communes C vs. B2	1,775	6,413	9,570*	5,155	-7,721*	4,513	1,991	4,837
Communes adjacentes zone B2	4,973	8,608	12,455*	6,986	-14,614**	6,9	-1,312	7,77
Zone Paris								
Communes C vs. B2	7,674	5,611	-1,047	4,835	7,144	5,65	6,052	5,095
Communes adjacentes zone B2	1,382	7,896	4,679	5,432	7,522	6,824	14,447*	8,581

Inférence robuste cluster : \*\*\*  $p < 0.01$  ; \*\*  $p < 0.05$  ; \*  $p < 0.1$

TABLE 15 – Double différences locales sur le logarithme du prix au mètre carré avec variables de contrôle

	2007 et 2008		2008 et 2009		2009 et 2010		2008 et 2010	
	Est.	t	Est.	t	Est.	t	Est.	t
zone Nord								
Communes C vs. B2	0,022	0,046	-0,049	0,046	0,119**	0,055	0,069	0,053
Communes adjacentes zone B2	-0,082	0,078	0,015	0,089	0,118	0,094	0,117	0,093
Zone Ouest								
Communes C vs. B2	0,03	0,036	-0,013	0,037	0,035	0,037	0,022	0,036
Communes adjacentes zone B2	-0,009	0,053	0,006	0,049	-0,012	0,049	-0,004	0,048
Zone Sud-Ouest								
Communes C vs. B2	-0,069	0,053	0,118**	0,048	0,038	0,055	0,157***	0,053
Communes adjacentes zone B2	-0,017	0,073	0,203**	0,091	-0,037	0,087	0,177**	0,074
Zone Méditerranée								
Communes C vs. B2	-0,073	0,086	0,117*	0,069	0,130*	0,07	0,245***	0,072
Communes adjacentes zone B2	-0,194*	0,114	0,207**	0,091	0,014	0,084	0,215**	0,097
Zone Rhône-Alpes								
Communes C vs. B2	-0,055	0,068	0,017	0,059	0,082	0,06	0,102	0,064
Communes adjacentes zone B2	-0,034	0,095	-0,021	0,082	0,084	0,09	0,058	0,095
Zone Centre								
Communes C vs. B2	-0,025	0,076	-0,068	0,074	0,135	0,09	0,071	0,08
Communes adjacentes zone B2	-0,190*	0,11	-0,07	0,106	0,258**	0,117	0,204**	0,093
Zone Est								
Communes C vs. B2	0,112	0,107	0,153*	0,082	0,027	0,077	0,183**	0,088
Communes adjacentes zone B2	0,067	0,141	0,305**	0,124	-0,158	0,145	0,166	0,137
Zone Paris								
Communes C vs. B2	0,021	0,082	-0,034	0,07	0,103	0,075	0,077	0,081
Communes adjacentes zone B2	-0,02	0,136	0,067	0,113	0,058	0,112	0,153	0,141

Inférence robuste cluster : \*\*\* p< 0.01 ; \*\* p<0.05 ; \* p<0.1